

EDUARDO BEARZOTI

COMPARAÇÃO ENTRE MÉTODOS ESTATÍSTICOS NA
AVALIAÇÃO DE CLONES DE BATATA EM UM
PROGRAMA DE MELHORAMENTO

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura de Lavras, como parte das exigências do
Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentra-
ção em Genética e Melhoramento de Plantas, para
obtenção do título de «Mestre»

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1994

Ficha Catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da ESAL

Bearzoti, Eduardo.

Comparação entre métodos estatísticos na avaliação de clones de batata em um programa de melhoramento / Eduardo Bearzoti. -- Lavras : ESAL, 1994.

128 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura de Lavras.

Bibliografia.

1. Batata - Clones - Avaliação - Métodos estatísticos. 2. Estatística experimental. 3. Métodos estatísticos. I. Escola Superior de Agricultura de Lavras. II. Título.


CDD-519.5
-633.491

EDUARDO BEARZOTI

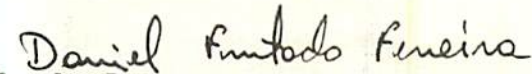
COMPARAÇÃO ENTRE MÉTODOS ESTATÍSTICOS NA
AVALIAÇÃO DE CLONES DE BATATA EM UM PROGRAMA
DE MELHORAMENTO

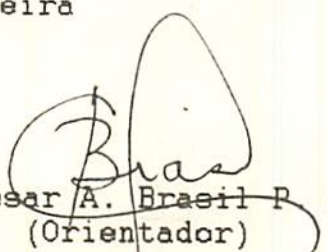
Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura de Lavras, como parte das exigências do Curso de Agronomia, área de concentração em Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas para obtenção do título de "Mestre".

APROVADA em 11 de fevereiro de 1994


Dr. Antonio Carlos de Oliveira


Prof. Marcelo Silva de Oliveira


Prof. Daniel Furtado Ferreira


Prof. César A. Braeíl P. Pinto
(Orientador)

MEMORANDUM FOR THE RECORD

On 10/10/54, the following information was received from the [redacted] regarding the [redacted] of the [redacted] in the [redacted] area.

The [redacted] was [redacted] by [redacted] on [redacted] at [redacted]. The [redacted] was [redacted] and [redacted] by [redacted].

Very truly yours,
[redacted]

[redacted]

[redacted]

"After dark vapours have oppress'd our plains
For a long dreary season, comes a day
Born of the gentle South, and clears away
From the sick heavens all unseemly stains."

(John Keats)

"Na atividade científica, é fácil mentir
usando a Estatística. Difícil, é dizer
a verdade sem usar a Estatística."

A meus pais, Paulo e Mércia,

ofereço.

À memória dos milhares de irlandeses vítimas,
em 1845,

dedico.

AGRADECIMENTOS

Expresso meus agradecimentos:

À Escola Superior de Agricultura de Lavras, pela formação profissional;

À Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais, pelo apoio na instalação e condução de parte dos experimentos;

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pela concessão de bolsa de estudo;

Ao professor e amigo César A. Brasil P. Pinto, pelo apoio sempre disponível, e pela orientação segura e valiosa;

Ao Dr. Adelson Francisco de Oliveira, do Centro Regional de Pesquisa do Sul de Minas Gerais (EPAMIG), em Maria da Fé, pela prestatividade quanto à instalação de parte dos experimentos;

Ao professor Marcelo Silva de Oliveira, pelos inúmeros ensinamentos, pela amizade e pelo exemplo de humildade e competência;

Ao professor Luiz Henrique de Aquino, pela amizade, e a quem devo o ingresso na atividade científica e o teor dessa dissertação;

Ao professor Magno A. Patto Ramalho, por todos os conhecimentos e experiência transmitidos, e pela preocupação com nossa qualidade profissional;

Ao pesquisador Dr. Antonio Carlos de Oliveira, cujas aulas e troca de idéias foram fundamentais para a realização desse trabalho;

Ao professor Daniel Furtado Ferreira, cujas sugestões foram determinantes para a realização de várias das técnicas estatísticas desse trabalho;

Aos professores da ESAL João Bosco dos Santos, Lisete Chamma Davide, José Eduardo Brasil P. Pinto, Wilson Roberto Maluf, José Roberto Scolforo, pelo muito que ensinaram;

À Giovana Augusta Torres, pelo amor, compreensão, e apoio nos momentos mais difíceis;

Aos amigos Deborah, Rafael, Claudinha, Rosilene, João, Lusanira e Ulisses, a quem devo alguns dos melhores momentos durante o curso, pelo carinho, amizade e incentivo;

A Jacy Carvalho do Nascimento, que com sua amizade e ensinamentos muito contribuiu na formação de minha pessoa;

À Deborah Guerra Barroso e Marcelo Nascimento de Oliveira, pelo convívio enriquecedor;

Ao João Alencar e à Meri, pela grande amizade que nutrimos;

Aos colegas de mestrado Sérgio, Beni, Maguinho, Valéria, Otoniel, Cícero, Neri, Guilherme, Renatinha, Gidelma, Leonardo e Patrícia, Valerinha, Elaine, Dehon, Elias, Daniel, José Sérgio, Oswaldo, Erik, Paulão, Farias, João Acácio, Márcio,

Paulo, Eduardo, Claudio, Eidi, Gabriela, Joaquim, Márcio Henrique, Leonardo, Luciane, Vilma e demais colegas de curso, pelo convívio e amizade;

Ao Ramon, pela ajuda em todos os trabalhos de campo;

Ao professor Homero Fonseca Filho, pelo apoio nas dificuldades durante a digitação da dissertação;

Aos funcionários da Biblioteca da ESAL, pela disponibilidade e paciência sempre presentes;

E a todos que, de uma maneira ou de outra, contribuíram para que este trabalho cumprisse com seus objetivos.

BIOGRAFIA DO AUTOR

Eduardo Bearzoti é filho de Paulo Bearzoti e Mércia Scarano Bearzoti, e nasceu em Campinas (SP), em 27 de outubro de 1967.

É engenheiro agrônomo formado pela Escola Superior de Agricultura de Lavras, tendo concluído o curso em 1991.

Iniciou-se na atividade científica como bolsista de iniciação científica em 1989, em projetos voltados para a Estatística Experimental.

Em 1992, iniciou o curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, tendo concluído em fevereiro de 1994.

SUMÁRIO

	página
LISTA DE TABELAS.....	x
LISTA DE FIGURAS.....	xiii
RESUMO.....	xiv
SUMMARY.....	xvi
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	4
2.1 Avaliação de clones de batata.....	4
2.2 Métodos de avaliação.....	6
2.2.1 Látices.....	6
2.2.2 Delineamento em blocos aumentados.....	16
2.2.3 Médias móveis (vizinho mais próximo).....	49
2.2.4 Testemunha intercalar.....	58
2.3 Comparação entre métodos.....	61
2.4 Análise de covariância.....	64
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	67
3.1 Clones.....	67
3.2 Locais e condução.....	67
3.3 Características avaliadas.....	69
3.4 Métodos empregados e critérios de comparação.....	70
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	83
4.1 Análise individual (Maria da Fé).....	83
4.2 Análise individual (Lavras).....	94
4.3 Análise conjunta.....	106
4.4 Considerações Gerais.....	113
5 CONCLUSÕES.....	116

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	117
ANEXO.....	124

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. Esquema geral de análise de variância para um delineamento em látice.....	11
TABELA 2. Esquema de análise de variância para um delineamento em blocos aumentados.....	48
TABELA 3. Esperança dos quadrados médios de tratamentos ajustados no delineamento em blocos aumentados para as características avaliadas nos dois delineamentos.....	75
TABELA 4. Esperança matemática dos quadrados médios de uma análise conjunta em látice, com recuperação da informação interblocos, em l locais, r repetições por local e t tratamentos, em um modelo aleatório.....	77
TABELA 5. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).....	83
TABELA 6. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).....	85
TABELA 7. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e no delineamento em blocos aumentados no experimento de Maria da Fé (1992-1993).....	87
TABELA 8. Coeficientes de regressão entre observações das parcelas e suas médias móveis, compostas por 2, 4 e 6 parcelas vizinhas, no experimento de Maria da Fé (1992-1993).....	88
TABELA 9. Correlações de Spearman entre os valores observados nas parcelas não-ajustados e os ajustados pela média móvel composta por 2 parcelas vizinhas no experimento de Maria da Fé (1992-1993).....	90

- TABELA 10. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).....91
- TABELA 11. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).....93
- TABELA 12. Coeficientes de regressão entre as observações das parcelas e seus índices ambientais, e correlações de Spearman com os valores ajustados por esses índices, em Maria da Fé (1992-1993).....95
- TABELA 13. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).....96
- TABELA 14. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).....98
- TABELA 15. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e no delineamento em blocos aumentados no experimento de Lavras (1993).....100
- TABELA 16. Coeficientes de regressão entre observações das parcelas e suas médias móveis, compostas por 2, 4 e 6 parcelas vizinhas, no experimento de Lavras (1993).....102
- TABELA 17. Correlações de Spearman entre os valores observados nas parcelas não-ajustados e os ajustados pela média móvel composta por 2 parcelas vizinhas no experimento de Lavras (1993).....103
- TABELA 18. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).....104

TABELA 19. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).....105

TABELA 20. Coeficientes de regressão entre as observações das parcelas e seus índices ambientais, e correlações de Spearman com os valores ajustados por esses índices, em Lavras (1993).....107

TABELA 21. Coeficientes de variação (%) das análises conjuntas dos delineamentos em látice e em blocos aumentados.....108

TABELA 22. Coeficientes de herdabilidade (%) das análises conjuntas dos delineamentos em látice e em blocos aumentados.....110

TABELA 23. Coeficientes de variação e de herdabilidade da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel como covariável no delineamento em látice, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel.....112

LISTA DE FIGURAS

- FIGURA 1. Disposição na área experimental do látice e do delineamento em blocos aumentados, tendo por tratamentos comuns os cultivares Achat (A) e Baraka (B).....81

RESUMO

A avaliação de clones de batata nas fases iniciais de um programa de melhoramento caracteriza-se pela baixa disponibilidade de tubérculos-semente para compor tamanhos ideais de parcela e números de repetições, além da necessidade frequente de avaliação de um número muito elevado de clones. Buscou-se com este trabalho determinar uma metodologia estatística para avaliação de clones que melhor confronte estas limitações, afetando ao mínimo a precisão das estimativas, com a menor quantidade de recursos. Para tanto, um experimento foi instalado na Estação Experimental de Maria da Fé - MG (CRSMG-EPAMIG), posteriormente repetido em área experimental do DBI/ESAL (Lavras - MG). Com clones, obtidos a maioria por polinização aberta durante a manutenção do banco de germoplasma da ESAL, foram avaliados através de dois delineamentos, dispostos lado a lado. O primeiro constituiu-se num látice duplo 10 x 10 e o segundo num delineamento em blocos aumentados, que teve por tratamentos comuns as cultivares Achat e Baraka. A disposição das parcelas deste delineamento foi aproveitada para avaliação das metodologias de médias móveis e testemunha intercalar, esta última aproveitando os tratamentos comuns como testemunhas. Além disso, as médias móveis foram utilizadas como

covariáveis adicionais em ambos os delineamentos, para verificar se melhorias na precisão ocorreriam. Os resultados das análises individuais de cada localidade mostraram que os delineamentos em látice e em blocos aumentados apresentaram precisão semelhante ou ligeiramente superior para este último, ainda que subestimativas do erro experimental possam ter ocorrido neste delineamento. Quanto à classificação dos materiais, houve uma concordância entre os delineamentos que pode ser tida como razoável, especialmente em Lavras. Tanto o uso de médias móveis, como de testemunha intercalar mostraram-se pouco eficientes, pelas altas correlações com os valores fenotípicos, indicando que pouco ou nenhum efeito ambiental foi removido. Além disso, o uso de médias móveis como covariável adicional não melhorou em praticamente nada a precisão dos delineamentos. A análise conjunta confirmou as tendências das análises individuais de precisão semelhante entre os dois delineamentos, e de que nenhum ganho em precisão foi obtido ao se utilizar médias móveis. O delineamento em blocos aumentados foi em geral mais eficiente quanto ao custo, por demandar menos recursos e quantidade de batata semente, e conferiu maiores facilidades no planejamento e condução do experimento, através de maior flexibilidade quanto ao número de tratamentos e sem comprometer a análise estatística pelo descarte ou perda de parcelas.

SUMMARY

The evaluation of clones at initial phases in a potato breeding programme is characterized by low availability of seed tuber to compound ideal sizes of plot and number of replications, and the frequent need of evaluation of a high number of clones. This work had the objective of determining a statistical methodology of evaluation of clones which best faces these limitations, affecting the lower the precision of the estimates, with minimum amount of resources. An experiment has been set at the Experimental Station of Maria da Fé - MG (CRSMG - EPAMIG), and repeated at the experimental area of DBI/ESAL (Lavras - MG). A hundred clones, obtained most of them by open polinization during the maintenance of the germplasm bank of ESAL, were evaluated beyond the use of two designs, placed side by side. The first of them has been a 10 x 10 double square lattice, and the other an augmented block design, with the common treatments the cultivars Achat and Baraka. The layout of the latter has been used to evaluate the methodologies of moving average and check plots, using the common treatments as checks. The use of moving average were also tested as additional covariates at both the designs, to verify if improves in precision occurred. The results of the individual analyses showed

that the lattice and the augmented block designs had similar precision, or a little better for the latter, but subestimates of experimental error may have happened in this design. As for the ranking of the materials, there has been an agreement between these two designs that can be taken as reasonable, specially in Lavras. Both the methodologies of moving average and check plots were little efficient, by the high correlations with the phenotypic values, showing that little or no environmental effect was removed. The use of moving average as an additional covariate was not also efficient in improving the precision of the designs. The joint analysis confirmed the tendencies of the individual ones of similar precision between the designs, and that no gain in precision would be gotten by using the moving average technique. The augmented block design was in general more efficient as for the costs, demanding lower resources and quantity of seed tuber, and showed more facilities at planning and conducting the experiment, by the flexibility of the number of treatments, and by no complicating the statistical analysis when missing or discarding plots.

1 INTRODUÇÃO

Programas de melhoramento de batata (*Solanum tuberosum* L.) em geral se iniciam com hibridações controladas, obtendo-se daí sementes botânicas que são semeadas em casa de vegetação. Novos clones são assim originados, constituindo a geração chamada 'seedling'. Tais plantas normalmente são cultivadas em vasos de pequeno diâmetro, produzindo poucos tubérculos de tamanho reduzido. Devido a isso, muitos autores concordam que nenhuma seleção para características de produção deva ser realizada nesta fase (Brown 1987). Mesmo nas subsequentes gerações iniciais de multiplicação (as chamadas gerações clonais), a disponibilidade de tubérculos para semeadura é ainda pequena, de maneira que a seleção nessas etapas iniciais é conduzida com base em características de alta herdabilidade, como formato de tubérculos e profundidade de olhadura, eliminando-se os genótipos indesejáveis (Schaalje, Lynch e Kozub 1987), chegando-se a eliminar até 90% da população. (Tai 1975). A partir da segunda ou terceira geração clonal, torna-se viável a seleção com base em características mais influenciadas pelo ambiente, como produção. Por esta ocasião, também é frequente a necessidade de avaliação de um número muito elevado de clones, em geral de 30.000 a 50.000 (Tai 1975). Estes fatores em

conjunto limitam o tamanho da parcela experimental e o número de repetições, que acaba tendo que ser mínimo (Lin e Poushinsky 1983). Cabe então ao melhorista determinar uma metodologia estatística para seleção dos melhores materiais que confronte estas limitações de maneira mais eficiente possível, ou seja, extraíndo o máximo de informação com a menor quantidade de recursos e a maior precisão possíveis.

Tradicionalmente, os melhoristas de plantas têm utilizado amplamente o delineamento em látice (Yates 1936a), que permite a avaliação de um número grande de tratamentos sem com isso comprometer o controle local, pela utilização de blocos incompletos, e em geral oferece uma boa precisão. Entretanto, algum outro procedimento que eliminasse a necessidade de repetições seria altamente desejável, tanto pela economia de área experimental, como pela disponibilidade eventualmente pequena de material propagativo, como nas fases iniciais de um programa de melhoramento de batata. Assim, algumas metodologias propostas constituem alternativas interessantes de avaliação, como os delineamentos aumentados de Federer (1956), ou o ajuste de valores fenotípicos com vista a eliminar ao máximo efeitos ambientais, como o uso de médias móveis e o de testemunhas intercalares (por exemplo, Mak et al. 1978).

A determinação de um delineamento estatístico adequado às características e limitações de um programa de melhoramento de batata é assim um dos fatores essenciais para a obtenção de estimativas o mais eficientemente possível. Tal escolha deve ter por critérios: a utilidade das estimativas, sendo os testes de

hipóteses de interesse prático e os intervalos de confiança de magnitudes aceitáveis; a segurança, através de baixas probabilidades dos erros tipo I e II; e o custo, com o menor dispêndio de recursos.

Este trabalho teve por objetivo comparar metodologias estatísticas na avaliação de clones de batata em um programa de melhoramento, segundo a qualidade das estimativas e recursos envolvidos. Tais metodologias corresponderam aos delineamentos em látice quadrado simples e em blocos aumentados, ao ajuste de valores fenotípicos a partir de médias móveis (ou vizinho mais próximo) e a partir de testemunhas intercalares.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Avaliação de clones de batata

Ao contrário de outras culturas, a avaliação de características de interesse agronômico em batata está sujeita a um erro experimental relativamente elevado. Vermeer (1990) enumera resultados de vários experimentos de seleção com a cultura, apresentando seus coeficientes de variação ambiental. Para a característica produção de tubérculos, de um total de 17 referências, apenas 7 tiveram coeficientes de variação abaixo de 20% e em 4 das remanescentes seu valor ultrapassou 30%. Para peso médio de tubérculos, todas as 6 referências listadas registraram valores acima de 20%, o mesmo ocorrendo com número de tubérculos, onde, num total de 9 referências, 6 estiveram acima de 30%.

Em grande parte a baixa precisão se deve à pequena disponibilidade de batata-semente em fases iniciais de um programa de melhoramento, impossibilitando um número adequado de repetições e tamanho de parcela, aliado à necessidade de avaliação de um grande número de clones (Brown 1987). A julgar pelos resultados de Cordeiro, Miranda e Campos (1982), coeficientes de variação próximos de 15% seriam conseguidos com

parcelas em torno de 10 plantas, e diferenças mínimas significativas entre tratamentos da ordem de 20% da média geral, em experimentos com 3 repetições, não seriam obtidos com menos de 20 plantas por parcela. Tais tamanhos de parcela são inviáveis nas primeiras gerações clonais em um programa de melhoramento.

Tamanha variação ambiental reflete entre outros fatores a especial sujeição da cultura a estresses de solo e água. A textura do solo afeta a emergência das plântulas, bem como a disponibilidade de água (Manrique, Hodges e Johnson 1990), e além disso não há razões para não crer que pequenas variações na textura, estrutura e densidade no solo de uma mesma área experimental não afete a produção de plantas individualmente. Soma-se a isso o fato de que qualquer descuido na colheita pode deixar tubérculos no campo, contribuindo para aumento do erro experimental.

Se por um lado a variação ambiental a que a avaliação de clones de batata está sujeita é elevada, o ganho com a seleção nem por isso será necessariamente pequeno. Por se tratar de uma espécie de propagação assexuada, tanto os efeitos aditivos como de dominância e epistáticos são transmitidos à descendência, e assim uma maior parte da variação genética é aproveitada. Ainda assim, não resta dúvidas que o ganho de seleção seja comprometido pelas elevadas estimativas da variância residual, e metodologias cada vez mais precisas devem ser sempre buscadas no sentido de maximizá-lo.

2.2 Métodos de avaliação

2.2.1 Látices

Os delineamentos chamados reticulados quadrados, ou látices quadrados, foram propostos por Yates (1936a) como uma alternativa para a avaliação de um grande número de tratamentos, circunstância comum no melhoramento de plantas. Este tipo de delineamento foi concebido em termos de uma estrutura pseudo-fatorial com dois fatores imaginários cada qual com p níveis, totalizando p^2 tratamentos dispostos, em cada repetição, em p blocos de p parcelas. A estimação dos pseudo-efeitos dos níveis dos fatores e de suas interações fornece a base para se estimar o efeito dos tratamentos. A dimensão cúbica (p^3) também foi sugerida. Federer (1955) mantém a mesma abordagem de uma estrutura pseudo-fatorial e apresenta estimadores para vários tipos de látice. Na realidade, os látices constituem casos particulares de delineamentos em blocos incompletos, onde, como o próprio nome indica, os blocos contêm apenas uma fração do total de tratamentos. Tais delineamentos em blocos incompletos são ainda ditos balanceados (BIB) quando todos os pares possíveis de tratamentos ocorrem juntos num mesmo bloco o mesmo número de vezes (Cochran e Cox 1966). Utilizando a terminologia antiga, em tal estrutura os pseudo-efeitos de todas as interações não se confundem com diferenças entre blocos incompletos (Federer 1955). Os delineamentos BIB foram

apresentados por Yates (1936b). Neles, justamente pelo fato dos blocos serem incompletos, os fatores bloco e tratamento não são ortogonais entre si, e assim os estimadores dos efeitos de tratamento apresentam ajuste para bloco e vice-versa. Conseqüentemente, a soma de quadrados de parâmetros do modelo matemático pode ser decomposta sequencialmente de maneira que a soma de quadrados de blocos é ajustada para a média somente, e a de tratamentos para a média e para blocos. Esta análise é chamada 'intrablocos', devido à variação entre tratamentos ser estimada somente a partir de comparações entre parcelas de mesmo bloco (Riboldi 1988). Ela correspondia à proposta inicial de Yates (1936b), quando alguns anos mais tarde o mesmo autor demonstrou que o contraste entre totais de blocos continham efeitos de tratamento, que poderiam ser assim utilizados para melhorar as estimativas da análise intrablocos (Yates 1939). Tal procedimento foi chamado de recuperação da informação interblocos. De acordo com Federer (1955), quando essa recuperação é efetuada, a variância residual pode no máximo ser ligeiramente superior àquela estimada em uma análise em blocos completos casualizados nas mesmas condições, enquanto que, se não realizada, a variância residual da análise intrablocos pode ser, ao contrário, muito maior.

A condição de balanceamento pode inviabilizar determinados experimentos por exigir um número excessivo de repetições. Dessa forma, Bose e Nair (1939) propuseram os delineamentos chamados blocos incompletos parcialmente balanceados (PBIB), onde o número de vezes que dois tratamentos

aparecem juntos no mesmo bloco varia para diferentes pares de tratamentos. Esse número de vezes é comumente designado por λ (lambda). Se, para o conjunto de pares de tratamentos, existem dois valores de λ , o delineamento é dito ter duas classes de associados, e assim por diante. Se só há uma classe de associados, o delineamento é evidentemente balanceado. Os esquemas e o número de classes de associação possibilita um abrangente estudo dos PBIB, e uma classificação detalhada pode ser encontrada em Das e Giri (1986).

No planejamento de delineamentos em látice parcialmente balanceados, a disposição dos tratamentos nos blocos, sempre que possível, deve variar de tal forma que diferentes pares de tratamentos ocorram nas diferentes repetições, de maneira que os efeitos das diferenças entre tratamentos estejam confundidos ao mínimo com os efeitos dos blocos incompletos. Quando variamos esta disposição, dizemos que estamos usando arranjos básicos diferentes, e repetições com diferentes arranjos básicos são ortogonais entre si, como observa Pimentel Gomes (1987).

De acordo com Federer (1955), os látices podem ser classificados da seguinte maneira:

a) Bi-dimensionais com k^2 tratamentos (látices quadrados ou reticulados quadrados)

a.1 Controle local em apenas uma direção

Estes látices possuem, em cada repetição, k blocos de k parcelas. Esta classificação se subdivide de acordo com o número de arranjos básicos, sendo simples (ou duplos) se

contiver dois arranjos básicos, triplos se contiverem três, etc. Eles se tornam balanceados se contiverem todos os tipos possíveis de arranjos básicos. Pimentel Gomes (1987), entre outros, observa que para um látice com k^2 tratamentos, é possível dispor um máximo de $k+1$ repetições ortogonais, ou seja, $k+1$ arranjos básicos, sendo que para certos números de tratamentos isso não é possível, por exemplo, para 36 e 100 tratamentos. Isso equivale a dizer que para tais números de tratamentos não é possível estruturar látices balanceados.

a.2 Controle local em duas direções

São também chamados de quadrados reticulados. Por repetição, possuem k linhas e k colunas, ambas, é claro, incompletas, totalizando os k^2 tratamentos. Podem ser não-balanceados, semi-balanceados ou balanceados.

b) Bi-dimensionais com p blocos de k parcelas por repetição (látices retangulares)

Embora o autor tenha considerado esse caso geral de $p.k$ tratamentos, os látices retangulares mais utilizados têm sido os de $k(k+1)$ tratamentos, propostos por Harshbarger (1949).

b.1 Controle local em uma direção

O controle local é feito através de p blocos por repetição.

b.2 Controle local em duas direções

O controle local é feito através de p linhas e k colunas.

c) Tri-dimensionais com k^3 tratamentos (látices cúbicos)

Utilizados quando é necessário avaliar números muito grandes de tratamentos.

c.1 Controle local em uma direção

Cada repetição tem que conter k^2 blocos de k parcelas cada.

c.2 Controle local em duas direções

Através do uso de k^2 linhas e k colunas, incompletas.

c.3 Controle local em mais de duas direções

Por exemplo, formando k quadrados reticulados por repetição.

O autor também apresenta latices de dimensões ainda superiores, com as diversas possibilidades quanto ao número de arranjos básicos empregados. Os latices utilizados no melhoramento de plantas são quase sempre reticulados quadrados parcialmente balanceados.

Embora a classificação de Federer (1955) seja uma das mais abrangentes, outras classificações mais simplificadas têm sido utilizadas, como a de Cochran e Cox (1966), que classifica os latices quanto ao seu balanceamento e número de repetições.

O modelo estatístico geral para latices é dado por:

$$y_{ijk} = \mu + r_i + b_{(i)j} + t_k + e_{ijk} \quad (2.1)$$

$$i=1,2,\dots,r;$$

$$j=1,2,\dots,b;$$

$$k=1,2,\dots,t.$$

onde:

y_{ijk} : valor observado na parcela experimental que recebeu o tratamento k no bloco j da repetição i ;

μ : efeito fixo da média geral;

ξ_i : efeito aleatório da repetição i ;

$b_{(j)}$: efeito aleatório do bloco incompleto j dentro da repetição i ;

t_k : efeito do tratamento k , fixo ou aleatório;

e_{ijk} : efeito aleatório do erro experimental da parcela que recebeu o tratamento k no bloco j da repetição i .
Admite-se que os erros são independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

O efeito de bloco, não apenas nesse delineamento, por vezes é considerado como fixo, devido à necessidade de simplificação de expressões como a da variância da média de tratamentos, por exemplo.

O esquema geral da análise de variância para o delineamento em látice está apresentado na Tabela 1.

Tabela 1. Esquema geral de análise de variância para um delineamento em látice¹.

Causas de Variação	Graus de Liberdade
Repetição	$(r - 1)$
Bloco d. Repetição	$(b - 1)r$
Tratamento (Ajustado)	$(t - 1)$
Erro Efetivo	$(rt - rb - t + 1)$
Total	$(rt - 1)$

1. r : número de repetições; b : número de blocos por repetição; t : número de tratamentos.

A rigor, como apontam Cochran e Cox (1966), o contraste entre médias de tratamentos que ocorrem em mesmo bloco é estimado com uma precisão diferente daquela do contraste entre médias de tratamentos de blocos diferentes. Entretanto, a menos que se trate de experimentos muito pequenos, recomendam o uso de uma variância média para o contraste de quaisquer médias de tratamentos, denominando-a de 'erro efetivo'. É de praxe, como observa Miranda Filho (1987), conduzir a análise de variância do látice como se fosse um delineamento em blocos completos, considerando as repetições como blocos, e comparar a variância residual de tal análise com o erro efetivo. A razão entre as duas compõe a chamada eficiência do látice, e se ela se encontra na faixa de 100 a 110%, aponta o autor, a análise como látice não se justifica.

As expressões dos estimadores das somas de quadrados de tratamentos intra e interblocos, do erro efetivo e médias ajustadas de tratamentos não serão derivadas nem apresentadas aqui. Elas podem ser encontradas por exemplo em Pimentel Gomes (1987).

No melhoramento de plantas, é comum os efeitos de tratamento constituírem uma variável aleatória (efeito aleatório). Assim, uma aplicação importante da análise de variância é a estimação dos componentes de variância, que permitem obter parâmetros genéticos de interesse, como o coeficiente de herdabilidade. Vários são os métodos disponíveis de estimação de componentes de variância, dentre eles o método dos momentos, da máxima verossimilhança e máxima verossimilhança

restrita (por exemplo, BASSO 1981). O método tradicionalmente empregado é o método dos momentos, ou método da análise de variância, que consiste em igualar as esperanças dos quadrados médios às suas estimativas. Os outros métodos ganham importância especialmente em estruturas não-balanceadas, onde as estimativas sob diferentes métodos tornam-se não-coincidentes quase sempre, e as esperanças das somas de quadrados são complicadas, frequentemente não disponíveis, e onde, a princípio, mais de um tipo de soma de quadrados poderia ser empregado (SEARLE 1987). No caso de látices, quando se recupera a informação interblocos, as médias dos tratamentos, já ajustadas na análise intrablocos, sofrem um novo ajuste. A nova soma de quadrados para tratamentos ajustada é calculada a partir da variação entre essas novas médias ajustadas (PIMENTEL GOMES 1987). Essa característica, aliada ao uso do erro efetivo, faz com que a esperança do quadrado médio de tratamentos torne-se simples, semelhante a de um delineamento em blocos completos casualizados:

$$E(QM \text{ Trat. Aj.}) = \sigma^2 + r\sigma^2_T \quad (2.2)$$

em que σ^2 corresponde à variância do erro efetivo, σ^2_T à variância entre tratamentos e r o número de repetições. A simplicidade da expressão (2.2.) torna o método dos momentos particularmente interessante no caso de látices.

Outra situação comum no melhoramento de plantas é a avaliação dos genótipos em vários ambientes e/ou vários anos. Para realizar a análise conjunta desses experimentos no caso de

látices, Miranda Filho (1987), bem como Cecon (1992), observam que basta trabalhar com as médias ajustadas dos tratamentos, e realizar a análise como no delineamento em blocos completos casualizados, tomando-se por resíduo a média da variância dos erros efetivos, ponderados por seus respectivos graus de liberdade.

É difícil quantificar o impacto que o uso de látices teve no melhoramento de plantas ou na experimentação agrícola em geral, mas é certo que foi grande. Não muitos anos depois de proposto este delineamento, Cochran, citado por Johnson e Murphy (1943), relacionou que o uso frequente de látices e quadrados reticulados na Estação Experimental Agrícola de Iowa para avaliação de produção em ensaios com milho, levou a uma eficiência variando de 114 a 365% para látices e de 98 a 462% para quadrados reticulados, em relação ao delineamento em blocos completos casualizados. Os resultados evidenciam que um látice triplo seria tão eficiente quanto um delineamento em blocos completos com 5 repetições. Em relação a esse mesmo delineamento, Zuber (1942) encontrou uma eficiência média de 136%, trabalhando com vários tipos de látice. Johnson e Murphy (1943), trabalhando com dados de ensaios de uniformidade com aveia, simularam látices e quadrados reticulados de diversos tamanhos, encontrando eficiências variando de 155 a 224%. Cochran e Cox (1966) citam outras referências que em média demonstram que delineamentos em blocos incompletos com 4 repetições seriam tão eficientes quanto delineamentos com 5 blocos completos. Resultados não tão promissores foram

encontrados por Lessman e Atkins (1963), que também simularam látices de vários tamanhos e números de repetições a partir de um ensaio de uniformidade com um híbrido de sorgo. Concluem que embora tenham sido observados ganhos relativos expressivos em áreas experimentais mais desuniformes, eles foram em geral baixos.

Schutz e Cockerham (1966) utilizaram um critério mais diretamente relacionado ao melhoramento de plantas, o ganho com a seleção. Trabalhando com estimadores do ganho e simulando diferentes tipos de heterogeneidade de solo, demonstraram como o ganho com a seleção diminui, ignorando-se o controle local, ao se aumentar a correlação entre as parcelas de um mesmo bloco. Se, concomitantemente, existir uma variação ambiental dentro dos blocos em torno da metade da variação genética, o ganho diminui ainda que seja preferível não ignorar os blocos. Além de evidenciarem a necessidade de controle local, seus resultados demonstram que sob várias condições o tamanho do bloco deveria conter menos parcelas que o número de tratamento, justificando a necessidade de blocos incompletos.

Outros trabalhos (Townley-Smith e Hurd 1973; Rosielle 1980) comparam a eficiência do látice não somente em relação ao delineamento em blocos completos casualizados, mas também em relação a outras metodologias, como a do vizinho mais próximo e a do uso de testemunha intercalar.

2.2.2 Delineamento em blocos aumentados

Buscando uma alternativa para a avaliação de um grande número de tratamentos com o menor dispêndio de recursos em programas de melhoramento de cana-de-açúcar, Federer) idealizou a adaptação de delineamentos tradicionais (inteiramente casualizado, blocos completos, quadrado latino, etc.) de modo a conter tratamentos adicionais, não repetidos; por isso denominou-os de 'aumentados'. Assim, os tratamentos repetidos foram chamados comuns, e os adicionais, regulares. Por esse esquema, um número elevado de tratamentos poderia ser analisado sem repetições o que, se por um lado aumenta o erro padrão de suas médias, por outro possibilita a avaliação de um número muito maior de tratamentos em relação aos delineamentos convencionais.

Para a experimentação agrícola, o delineamento em blocos aumentados tem uma aplicação mais imediata devido ao uso generalizado de controle local em blocos, embora o autor tenha apresentado expressões para todos os três delineamentos aumentados citados acima. Outro aspecto interessante é o de que o tamanho dos blocos não é rígido, mas pode variar, o que confere grande flexibilidade de planejamento e condução. Federer (1956) apresenta expressões para realização de análise de variância de delineamentos com controle local em uma direção, incluindo tanto blocos completos como incompletos, enquanto que Federer, Nair e Raghavarao (1975) estenderam a análise para casos com controle local em mais de uma direção. Federer e

Raghavarao (1975) apresentam expressões para se estimar variâncias de diferenças entre médias de tratamentos em alguns delineamentos aumentados, com controle local tanto em uma com duas direções.

Da mesma maneira que no caso dos blocos incompletos, as estimativas dos efeitos dos tratamentos são ajustadas para blocos, e vice-versa. Até a presente data, as expressões dos estimadores para delineamentos aumentados e a análise de variância proposta estão baseadas na análise intrablocos.

Nogueira (1976) apresenta esquemas de análise conjunta de experimentos conduzidos em vários ambientes, quando tratamentos e ambientes são ortogonais entre si. Seria interessante obter expressões para efeitos de tratamentos e somas de quadrados para casos em que tal não acontece, ou seja, nem todos os tratamentos ocorrem nos vários locais, uma situação comum no melhoramento de plantas, seja pela perda de determinados tratamentos, seja pela seleção proposital negativa de certos materiais muito inadequados. Em tal situação, as médias de tratamentos seriam ajustadas não só para os blocos de cada local, mas para locais também. A obtenção de tais estimadores é entretanto complicada. Kshirsagar (1983) apresenta mecanismos de fazê-lo em modelos desbalanceados com dois fatores com interação, mas não como no presente caso, onde para determinadas combinações de um ambiente com um tratamento não há observações.

Silva (1987) determinou estimadores para os efeitos dos parâmetros de um modelo de análise de covariância em blocos aumentados. Deriva ainda expressões para somas de quadrados e esperanças das formas quadráticas, através de um enfoque matricial.

Lin e Poushinsky (1983), com o objetivo de melhorar a eficiência da avaliação de linhas em fases iniciais de um programa de melhoramento, propuseram um delineamento aumentado modificado, dispendo as linhas controle, ou tratamento comuns, de maneira sistemática nas linhas e colunas, ao invés de aleatorizadas como propôs Federer (1956). Por esse esquema, as linhas a serem testadas (os tratamentos regulares) seriam alocadas ao redor das linhas controle em número de 3, num esquema de parcelas subdivididas. Dessa forma, buscou-se maximizar o ajustamento dos efeitos das linhas testadas, retirando ao máximo os efeitos ambientais dos valores fenotípicos. A princípio qualquer delineamento clássico poderia ser empregado nas parcelas, e os autores apresentam um exemplo de quadrado latino aumentado modificado. Apresentam ainda 3 diferentes métodos de ajustamento, criando alternativas baseadas não somente no controle local, como também no contraste com a observação das linhas controle, através ou não de um coeficiente de regressão. O delineamento foi testado por Schaalje, Lynch e Kozub (1987) em um programa de melhoramento de batata, e observaram uma boa redução na variância residual através do ajustamento para linhas e colunas, afetando significativamente a classificação dos materiais.

A derivação de estimadores para efeitos dos parâmetros do modelo quase sempre está assentada no método de quadrados mínimos comum. As expressões podem variar um pouco com as restrições empregadas, ainda que isso não afete a estimativa das somas de quadrados, que são independentes das restrições utilizadas para tornar determinado o sistema de equações normais (Searle 1987). Serão derivadas aqui expressões de estimadores para efeitos dos parâmetros do modelo de um delineamento em blocos completos aumentados com as seguintes características:

1. Existem c tratamentos comuns que aparecem em todos os blocos e um determinado número de tratamentos regulares, não repetidos, distribuídos ao longo de todos os blocos;

2. Cada tratamento comum pode aparecer mais de uma vez dentro dos blocos, sendo que o número de repetições dentro dos blocos para um dado tratamento comum é constante em todos os blocos;

3. Não há restrições quanto ao tamanho dos blocos, que pode variar ao longo do experimento.

A característica 3 confere uma grande flexibilidade ao modelo, pois com ela a análise não é afetada pela perda de tratamentos regulares, além de acarretar no fato que o número de tratamentos regulares a serem testados não ser rígido, como no látice, por exemplo. A condição 2, se bem que imposta em função do escopo do presente trabalho, pode ser muito útil quando se deseja a melhoria da precisão do experimento aumentando-se os graus de liberdade do resíduo repetindo-se um ou mais tratamentos comuns dentro dos blocos. Embora se pudesse ao invés

disso aumentar o número de blocos, para um tamanho satisfatório de blocos a repetição das testemunhas dentro deles confere mais graus de liberdade para o residuo do que o aumento no número de blocos.

O modelo matemático para tal delineamento será:

$$y_{ij} = \mu + t_{i'} + t_{(0)i} + b_j + e_{ij} \quad (2.3)$$

$$i' = 1, 2, \dots, c;$$

$$i = 1, 2, \dots, k_j - p;$$

$$j = 1, 2, \dots, b$$

onde

y_{ij} : valor observado na parcela do bloco j que recebeu ou o tratamento comum i' ou o tratamento regular i dentro do bloco j ;

μ : efeito fixo da média geral;

$t_{i'}$: efeito do tratamento comum i' , que em geral é tido como fixo;

$t_{(0)i}$: efeito do tratamento regular i dentro do bloco j , que em geral é tido como aleatório em programas de melhoramento;

b_j : efeito aleatório do bloco j ;

e_{ij} : efeito aleatório do erro experimental associado à parcela do bloco j que recebeu ou o tratamento comum i' ou o tratamento regular i dentro do bloco j . Admite-se que os erros são independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 ;

k_j : número de parcelas do bloco j ;

p : número de parcelas em cada bloco, que contém tratamentos comuns, ou seja:

$$p = \sum_{i=1}^c n_i \quad (2.4)$$

Alguns aspectos precisam estar claros no tocante à notação adotada. A parcela y_{ij} não está recebendo os efeitos do tratamento comum t_i e do tratamento regular $t_{(j)}$ simultaneamente; notações diferentes foram empregadas somente com o intuito de diferenciá-los. O índice i' , sempre que utilizado, referir-se-á a um tratamento comum. Finalmente, outro aspecto é que a rigor teríamos que utilizar um terceiro índice para discriminar as repetições dos tratamentos comuns dentro dos blocos, mas cuja omissão por enquanto não trará problemas. O modelo matemático pode ainda ser escrito sob a forma matricial:

$$\underline{y} = X\underline{\theta} + \underline{e} \quad (2.5)$$

onde

\underline{y} : vetor de observações de cada parcela;

X : matriz de incidência dos parâmetros em cada parcela;

$\underline{\theta}$: vetor de parâmetros do modelo;

\underline{e} : vetor de resíduos associados a cada parcela, independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 ;

Os parâmetros do modelo em θ podem ser estimados pelo método dos quadrados mínimos ordinário, e suas estimativas são obtidas através da solução do sistema de equações:

$$X'X\hat{\theta} = X'y \quad (2.6)$$

A matriz $X'X$ pode ser particionada, à semelhança de como fazem, entre outros, John (1980) e Kshirsagar (1988) com delineamentos em blocos incompletos:

$$X'X = \begin{vmatrix} n & \tilde{x}' & \tilde{z}' \\ \tilde{x} & R & N \\ \tilde{z} & N' & K \end{vmatrix} \quad (2.7)$$

onde

n : escalar referindo-se ao número de observações do experimento;

\tilde{x} : vetor de repetições de cada tratamento;

\tilde{k} : vetor de tamanhos dos blocos;

R : matriz de repetições dos tratamentos; contém os elementos do vetor \tilde{r} em sua diagonal e o restante da matriz é composto por zeros;

K : matriz dos tamanhos dos blocos; contém os elementos do vetor \tilde{k} em sua diagonal e os demais elementos são zeros;

N : matriz de incidência dos tratamentos nos blocos;

O vetor $\hat{\theta}$ pode, por sua vez, ser particionado da seguinte forma:

$$\hat{\theta} = \begin{pmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\tau} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} \quad (2.8)$$

onde

$\hat{\mu}$: estimativa da média geral;

$\hat{\tau}$: vetor dos efeitos dos tratamentos;

$\hat{\beta}$: vetor dos efeitos dos blocos;

E o vetor Xy pode ser decomposto em:

$$Xy = \begin{pmatrix} y_{..} \\ T \\ B \end{pmatrix} \quad (2.9)$$

onde

$y_{..}$: escalar correspondendo ao total geral do ensaio;

T : vetor dos totais dos tratamentos;

B : vetor dos totais dos blocos;

Dessa forma, o sistema de equações em (2.6) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 n\hat{\mu} + \hat{x}'\hat{\tau} + \hat{z}'\hat{\beta} &= y_{..} \\
 \hat{x}\hat{\mu} + R\hat{\tau} + N\hat{\beta} &= T \quad (2.10) \\
 \hat{z}\hat{\mu} + N'\hat{\tau} + K\hat{\beta} &= B
 \end{aligned}$$

Este sistema de equações é indeterminado, e algumas restrições têm que ser impostas de maneira a que passe a ter solução única. Uma restrição usual em blocos incompletos e que será utilizada aqui é a de que a soma dos efeitos de tratamento, ponderados pelo número de repetições que aparecem no delineamento, é nula. Da mesma forma, outra restrição usual é a de que a soma dos efeitos dos blocos, ponderados por seus tamanhos, também é nula. Em termos matriciais, estas restrições equivalem a:

$$\begin{aligned}
 \hat{x}'\hat{\tau} &= 0 \\
 \hat{z}'\hat{\beta} &= 0
 \end{aligned} \quad (2.11)$$

Dessa forma, o estimador para a média geral é:

$$\hat{\mu} = \frac{y_{..}}{n} \quad (2.12)$$

Serão obtidas agora soluções algébricas para os efeitos de tratamento e de bloco. Para isso, o sistema (2.10)

será reescrito em forma algébrica. Antes, porém, vamos definir as seguintes notações:

$y_{i'}$: total do tratamento comum i' .

$n_{i'}$: número de vezes que o tratamento comum i' é repetido dentro dos blocos.

Assim, a equação

$$R\hat{\tau} + N\hat{\beta} = T - \underline{x}\hat{\mu}$$

do sistema (2.10) pode ser reescrita algebricamente da seguinte forma:

$$b n_{i'} \hat{t}_{i'} + n_{i'} \sum_{j=1}^b \hat{b}_j = y_{i'} - \frac{b n_{i'} y_{..}}{n}$$

(2.13)

$$b n_{e'} \hat{t}_{e'} + n_{e'} \sum_{j=1}^b \hat{b}_j = y_{e'} - \frac{b n_{e'} y_{..}}{n}$$

$$\hat{t}_{(1)1} + \hat{b}_1 = y_{(1)1} - \frac{y_{..}}{n}$$

(2.14)

$$\hat{t}_{(b)x} + \hat{b}_b = y_{(b)x} - \frac{y_{..}}{n}$$

E da equação

$$N' \hat{\tau} + K \hat{\beta} = B - z \hat{\mu}$$

tem-se:

$$\sum_{i=1}^c n_{\gamma} \hat{t}_{\gamma} + \sum_{i=1}^{k_1-p} t_{(a)i} + k_1 \hat{b}_1 = y_{.1} - \frac{k_1 y_{..}}{n}$$

(2.15)

$$\sum_{i=1}^c n_{\gamma} \hat{t}_{\gamma} + \sum_{i=1}^{k_b-p} t_{(b)i} + k_b \hat{b}_b = y_{.b} - \frac{k_b y_{..}}{n}$$

A partir de (2.14) tem-se:

$$\sum_{i=1}^{k_1-p} t_{(a)i} + (k_1-p) \hat{b}_1 = \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(a)i} - (k_1-p) \frac{y_{..}}{n}$$

(2.16)

$$\sum_{i=1}^{k_b-p} t_{(b)i} + (k_b-p) \hat{b}_b = \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)i} - (k_b-p) \frac{y_{..}}{n}$$

E a partir de (2.15) tem-se:

$$k_1 \hat{b}_1 = y_{.1} - \frac{k_1 y_{..}}{n} - \sum_{i=1}^c n_{\gamma} \hat{t}_{\gamma} - \sum_{i=1}^{k_1-p} t_{(a)i}$$

E de (2.16):

$$k_1 \hat{b}_1 = p \hat{b}_1 + \sum_{i=1}^{k_1 \cdot p} y_{(a)i} - \frac{k_1 y_{..}}{n} + \frac{p y_{..}}{n} - \sum_{i=1}^{k_1 \cdot p} t_{(a)i}$$

Igualando estas duas expressões, tem-se:

$$p \hat{b}_1 = y_{.1} - \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \sum_{i=1}^{k_1 \cdot p} y_{(a)i} - \frac{p y_{..}}{n}$$

E assim:

$$\hat{b}_1 = \frac{y_{.1}}{p} - \frac{1}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_1 \cdot p} y_{(a)i} - \frac{y_{..}}{n}$$

.

.

(2.17)

$$\hat{b}_b = \frac{y_{.b}}{p} - \frac{1}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_b \cdot p} y_{(b)i} - \frac{y_{..}}{n}$$

Somando as equações de (2.17):

$$\sum_{j=1}^b \hat{b}_j = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b y_{.j} - \frac{b}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} y_{(j)i} - \frac{b y_{..}}{n}$$

Ou então, de forma equivalente:

$$\sum_{j=1}^b \hat{b}_j = \frac{1}{p} \sum_{r=1}^c y_{.r} - \frac{b}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{b y_{..}}{n} \quad (2.18)$$

Substituindo (2.18) em (2.13) tem-se:

$$b n_r \hat{t}_r + \frac{n_r}{p} \sum_{i=1}^c y_{ri} - \frac{n_r b}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{n_r b y_{..}}{n} = y_{1r} - \frac{n_r b y_{..}}{n}$$

E assim:

$$\begin{aligned} \hat{t}_r &= \frac{1}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{y_{1r}}{b n_r} - \frac{1}{p b} \sum_{i=1}^c y_{ri} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ \hat{t}_c &= \frac{1}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{y_{c1}}{b n_r} - \frac{1}{p b} \sum_{i=1}^c y_{ri} \end{aligned} \quad (2.19)$$

E substituindo (2.17) em (2.14):

$$\begin{aligned} \hat{t}_{(a)1} &= y_{(a)1} - \frac{y_{.1}}{p} + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(a)i} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ \hat{t}_{(b)1} &= y_{(b)1} - \frac{y_{.1}}{p} + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)i} \end{aligned} \quad (2.20)$$

Somando as expressões de (2.20) para cada bloco, tem-se:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{k_1-p} \hat{t}_{(a)i} &= \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(a)i} - (k_1-p) \frac{y_{.1}}{p} + \frac{(k_1-p)}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{(k_1-p)}{p} \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(a)i} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ \sum_{i=1}^{k_b-p} \hat{t}_{(b)i} &= \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)i} - (k_b-p) \frac{y_{.1}}{p} + \frac{(k_b-p)}{p} \sum_{i=1}^c n_r \hat{t}_r + \frac{(k_b-p)}{p} \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)i} \end{aligned} \quad (2.21)$$

Somando os termos de (2.13), tem-se:

$$b \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r + p \sum_{j=1}^b \hat{b}_j = \sum_{r=1}^c y_r - \frac{p b y_{..}}{n} \quad (2.22)$$

A primeira restrição em (2.11), sob forma algébrica, corresponde a:

$$b \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\theta i} = 0 \quad (2.23)$$

Substituindo (2.23) em (2.22):

$$- \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\theta i} + p \sum_{j=1}^b \hat{b}_j = \sum_{r=1}^c y_r - \frac{p b y_{..}}{n} \quad (2.24)$$

Somando as equações de (2.21):

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\theta i} &= \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\theta i} - \sum_{j=1}^b \left[\frac{(k_j-p)}{p} y_j \right] + \sum_{j=1}^b \left[\frac{(k_j-p)}{p} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\theta i} \right] + \\ &+ \frac{(n-bp)}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r \quad (2.25) \end{aligned}$$

Substituindo (2.25) e (2.18) em (2.24):

$$\begin{aligned} - \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\theta i} + \sum_{j=1}^b \left[\frac{(k_j-p)}{p} y_j \right] - \sum_{j=1}^b \left[\frac{(k_j-p)}{p} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\theta i} \right] - \frac{(n-bp)}{p} \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r + \\ + \sum_{r=1}^c y_r - b \sum_{r=1}^c n_r \hat{t}_r - \frac{p b y_{..}}{n} = \sum_{r=1}^c y_r - \frac{p b y_{..}}{n} \end{aligned}$$

a qual, com as devidas simplificações, se reduz a:

$$\sum_{i=1}^c n_i \hat{t}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{p y_{..}}{n} \quad (2.26)$$

Substituindo (2.26) em (2.20):

$$\hat{t}_{(1)} = y_{(1)} - \frac{y_{.1}}{p} + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{y_{..}}{n} + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(1)\Theta_i}$$

(2.27)

$$\hat{t}_{(b)} = y_{(b)} - \frac{y_{.b}}{p} + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{y_{..}}{n} + \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)\Theta_i}$$

Substituindo (2.26) em (2.19):

$$\hat{t}_i = \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{y_{..}}{n} + \frac{y_{i.}}{b n_i} - \frac{1}{p b} \sum_{i=1}^c y_{i.}$$

(2.28)

$$\hat{t}_{e'} = \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{y_{..}}{n} + \frac{y_{e' .}}{b n_{e'}} - \frac{1}{p b} \sum_{i=1}^c y_{i.}$$

Substituindo (2.26) em (2.17):

$$\hat{b}_1 = \frac{y_{.1}}{p} - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_1-p} y_{(1)\Theta_i}$$

(2.29)

$$\hat{b}_b = \frac{y_{.b}}{p} - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{k_b-p} y_{(b)\Theta_i}$$

As expressões em (2.27) e (2.28) correspondem aos estimadores dos efeitos dos tratamentos regulares e comuns, respectivamente, enquanto que as expressões em (2.29) são os estimadores para os efeitos de blocos. Uma outra alternativa para obtenção de estimadores para os efeitos de tratamentos seria emprestar as expressões utilizadas nos delineamentos em blocos incompletos, pois o delineamento em blocos aumentados não deixa de ser um caso de blocos incompletos (Oliveira 1992). Entretanto, tais estimadores só irão coincidir com (2.27) e (2.28) se o tamanho dos blocos for constante, caso contrário eles diferirão.

Pode-se agora obter as diferentes somas de quadrados. A soma de quadrados de parâmetros de qualquer modelo estatístico definido como em (2.5) é dada por:

$$SQ \text{ Parâmetros} = \hat{\theta}' X'y \quad (2.30)$$

Os vetores $\hat{\theta}$ e $X'y$ foram definidos em (2.8) e (2.9), e assim:

$$\begin{aligned} \hat{\theta}' X'y &= \begin{vmatrix} \hat{\mu} & \hat{\tau}' & \hat{\beta}' \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y \\ T \\ B \end{vmatrix} \\ &= \hat{\mu} y + \hat{\tau}' T + \hat{\beta}' B \quad (2.31) \end{aligned}$$

Para se obter a soma de quadrados de tratamentos ajustada para blocos, é preciso eliminar os efeitos de blocos da expressão (2.31). Sabe-se, a partir do sistema (2.10), que:

$$N'\hat{\tau} + K\hat{\beta} = B - z\hat{\mu}$$

Assim:

$$K\hat{\beta} = B - z\hat{\mu} - N'\hat{\tau}$$

$$K^{-1}K\hat{\beta} = K^{-1}(B - z\hat{\mu} - N'\hat{\tau})$$

$$\hat{\beta} = K^{-1}B - K^{-1}z\hat{\mu} - K^{-1}N'\hat{\tau} \quad (2.32)$$

Substituindo (2.32) em (2.31) tem-se:

$$\hat{\theta}' X'y = \hat{\mu}y + \hat{\tau}'T + B'K^{-1}B - \hat{\mu}z'K^{-1}B - \hat{\tau}'NK^{-1}B$$

$$\hat{\theta}' X'y = \hat{\mu}y + \hat{\tau}'(T - NK^{-1}B) + B'K^{-1}B - \hat{\mu}z'K^{-1}B$$

Mas,

$$\hat{\mu}z'K^{-1}B = \hat{\mu}y$$

E assim:

$$\hat{\theta}' X'y = \hat{\mu}y + \hat{\tau}'(T - NK^{-1}B) + B'K^{-1}B - \hat{\mu}y$$

A soma de quadrados de resíduos é dada por:

$$SQ_{\text{Resíduos}} = y'y - \hat{\theta}' X'y$$

E assim:

$$SQ_{\text{resíduos}} = \underline{y}'\underline{y} - \hat{\mu}y_{..} - \hat{\tau}'(\underline{T} - NK^{-1}\underline{B}) - (\underline{B}'K^{-1}\underline{B} - \hat{\mu}y_{..}) \quad (2.33)$$

onde

$$\underline{y}'\underline{y} - \hat{\mu}y_{..} : \text{Soma de quadrados total ajustada para a}$$

média;

$\hat{\tau}'(\underline{T} - NK^{-1}\underline{B})$: Soma de quadrados de tratamentos ajustada para blocos e média;

$\underline{B}'K^{-1}\underline{B} - \hat{\mu}y_{..}$: Soma de quadrados de blocos ajustada para a média;

O vetor $(\underline{T} - NK^{-1}\underline{B})$ por vezes é designado por Q , e, algebricamente ele corresponde a:

$$Q_r = y_r - n_r \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \quad (2.34)$$

e

$$Q_{ij} = y_{ij} - \frac{y_j}{k_j}$$

para os tratamentos comuns e regulares, respectivamente. A soma de quadrados de tratamentos ajustada para blocos, algebricamente, corresponde:

$$\hat{\tau}'(\underline{T} - NK^{-1}\underline{B}) = \sum_{r=1}^c \hat{t}_r Q_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p_j} \hat{t}_{ij} Q_{ij} \quad (2.35)$$

Desenvolvendo estes termos, tem-se:

$$\begin{aligned}
 \sum_{r=1}^c \hat{t}_r Q_r &= \sum_{r=1}^c \left[\frac{1}{b} \frac{Y_r^2}{n_r} - \frac{1}{bp} Y_r \sum_{j=1}^b y_j \right. \\
 &- \frac{1}{np} Y_r \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - Y_r \frac{Y_{..}}{n} - \frac{Y_r}{b} \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} + n_r \frac{1}{bp} \sum_{r=1}^c Y_r \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} \\
 &- \left. n_r \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} + n_r \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} + n_r \frac{Y_{..}}{n} \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} \right] = \\
 &= \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{Y_r^2}{n_r} - \frac{1}{bp} \left[\sum_{r=1}^c Y_r \right]^2 + \frac{1}{np} \sum_{r=1}^c Y_r \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} \sum_{r=1}^c Y_r \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j \\
 &- \frac{Y_{..}}{n} \sum_{r=1}^c Y_r - \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c Y_r \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} + \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c Y_r \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^b y_j k_j \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} + \\
 &+ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^b y_j k_j \sum_{j=1}^b y_j k_j + p \frac{Y_{..}}{n} \sum_{j=1}^b \frac{Y_j}{k_j} \quad (2.36)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{ij} Q_{ij} &= \left[Y_{ij}^2 - \frac{1}{p} y_j Y_{ij} + \frac{1}{np} y_{ij} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{1}{np} y_{ij} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j - \right. \\
 &- y_{ij} \frac{Y_{..}}{n} + \frac{1}{p} y_{ij} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} - \frac{Y_j Y_{ij}}{k_j} + \frac{1}{p} \frac{Y_j^2}{k_j} - \frac{1}{np} \frac{Y_j}{k_j} \sum_{j=1}^b y_j k_j + \\
 &+ \left. \frac{1}{np} \frac{Y_j}{k_j} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} k_j + \frac{Y_j Y_{..}}{k_j n} - \frac{1}{p} \frac{Y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} \right] = \\
 &= \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i}^2 - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} Y_{ij} + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \\
 &- \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} \sum_{j=1}^b y_j k_j - \frac{Y_{..}}{n} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} + \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta_i} \right]^2 - \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{Y_{ij} Y_j}{k_j} +
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j^2}{k_j} - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^b y_{ij} k_j + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^b y_{ij} k_j + \\
& + \frac{y_{..}}{n} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[(k_j - p) \frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} \right] \quad (2.37)
\end{aligned}$$

E, dessa forma:

$$\begin{aligned}
& \sum_{r=1}^c \hat{t}_r Q_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \hat{t}_{ij} Q_{ij} = \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{y_r^2}{n_r} - \frac{1}{bp} \sum_{r=1}^c y_r \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) + \\
& + \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b y_j k_j \left(\sum_{r=1}^c y_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} - \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) - \\
& - \frac{1}{np} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} k_j \left(\sum_{r=1}^c y_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} - \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) - \\
& - \frac{y_{..}}{n} \left(\sum_{r=1}^c y_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} - \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j}{k_j} - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) - \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c y_r \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} + \\
& + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i}^2 - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} y_j + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} \right]^2 - \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_{ij} y_j}{k_j} + \\
& + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_j^2}{k_j} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[(k_j - p) \frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} \right] \quad (2.38)
\end{aligned}$$

Simplificando os termos de (2.38), obtem-se:

$$\begin{aligned}
& \text{SQTratamentos Aj.} = \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{y_r^2}{n_r} - \frac{1}{bp} \sum_{r=1}^c y_r \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) - \\
& - \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \sum_{r=1}^c y_r + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i}^2 - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} y_j + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\Theta i} \right]^2 -
\end{aligned}$$

$$- \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_{ij} y_{.j}}{k_j} + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b (k_j-p) \frac{y_{.j}^2}{k_j} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[(k_j-p) \frac{y_{.j}}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} \right] \quad (2.39)$$

A expressão (2.39) corresponde ao estimador para a soma de quadrados de tratamentos ajustada para blocos.

Para se estimar a variância populacional entre tratamentos, é necessário obter a esperança matemática das somas de quadrados de resíduos e de tratamentos. Para tanto, é preciso obter a expressão algébrica para a soma de quadrados de resíduos. Sabe-se, através de (2.33) que:

SQResíduos =

$$= \text{SQTotal} - \text{SQBlocos} - \text{SQTratamentos Aj.}$$

(2.40)

Havia-se comentado anteriormente que a rigor uma notação para representar a observação da parcela que recebeu o tratamento comum i' no bloco j deveria conter um outro índice, para indicar a repetição do tratamento comum dentro do bloco j . Até aqui essa notação não foi necessária, mas será adotada a partir de agora através do índice adicional l ($l=1, 2, \dots, n_j$). Este índice será omitido para as parcelas que receberam tratamentos regulares, pois evidentemente estes não são repetidos dentro dos blocos. Assim, pode-se derivar algebricamente os termos de (2.40):

$$\text{SQTotal} = \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^c \sum_{l=1}^{n_j} y_{ijl}^2 + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij}^2 - \frac{y_{.j}^2}{n} \quad (2.41)$$

$$SQ_{\text{Bloco}} = \sum_{j=1}^b \left[\frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{i=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij} \right]^2}{k_j} \right] - \frac{y_{..}^2}{n} \quad (2.42)$$

A $SQ_{\text{Tratamento Aj.}}$ foi obtida em (2.39), e assim:

$$\begin{aligned} SQ_{\text{Resíduos}} &= \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{i=1}^{n_r} y_{rj}^2 - \sum_{j=1}^b \left[\frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{i=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij} \right]^2}{k_j} \right] - \\ &- \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{y_{r.}^2}{n_r} + \frac{1}{bp} \sum_{r=1}^c y_{r.} \left(\sum_{r=1}^c y_{r.} - p \sum_{j=1}^b \frac{y_{.j}}{k_j} \right) + \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_{.j}}{k_j} \sum_{r=1}^c y_{r.} + \\ &+ \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} y_{.j} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} \right]^2 + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_{ij} y_{.j}}{k_j} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b (k_j - p) \frac{y_{.j}^2}{k_j} + \\ &+ \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[(k_j - p) \frac{y_{.j}}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} \right] \quad (2.43) \end{aligned}$$

Serão derivadas expressões para aquelas situações que talvez sejam as mais comuns no melhoramento de plantas, ou seja, os tratamentos regulares correspondem a uma variável aleatória (efeito aleatório) e os tratamentos comuns consistem em materiais-padrão, em geral cultivares ou híbridos de que se disponha em quantidade, e portanto escolhidos (efeito fixo). As seguintes pressuposições se fazem necessárias para a derivação das esperanças matemáticas:

$$E(t_i) = t_i \quad E(t_{0i}) = 0$$

$$E(t_i^2) = t_i^2 \quad E(t_{0i}^2) = \sigma_G^2$$

$$\sum_{i=1}^c t_i n_i = 0$$

$$E(b_j) = 0 \quad E(e_{0i}) = E(e_{ij}) = 0$$

$$E(b_j^2) = \sigma_B^2 \quad E(e_{0i}^2) = E(e_{ij}^2) = \sigma^2$$

onde os efeitos dos parâmetros do modelo são definidos como no modelo (2.3), "E" denota o operador esperança matemática e σ_G^2 , σ_B^2 e σ^2 referem-se às variâncias entre tratamentos, entre blocos e residual, respectivamente. Antes da derivação das esperanças dos termos de (2.43), algumas outras esperanças necessárias podem ser derivadas:

$$y_{0i} = \mu + t_{0i} + b_j + e_{0i}$$

$$E(y_{0i}) = \mu \quad (2.44)$$

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + e_{ij}$$

$$E(y_{ij}) = \mu + t_i \quad (2.45)$$

$$y_{..} = n\mu + b \sum_{i=1}^c t_i n_i + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{0i} + \sum_{j=1}^b b_j k_j + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^c \sum_{l=1}^{n_l} e_{ijl} +$$

$$+ \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} e_{0i}$$

$$E(y_{..}) = n\mu \quad (2.46)$$

$$E(Y_j^2) = \mu^2 + t_j^2 + \sigma^2 + \mu t_j \quad (2.52)$$

$$Y_j^2 = \mu^2 + t_j^2 + b_j^2 + e_j^2 + \mu t_j + \text{productos restantes}$$

$$E(Y_j^{(0)}) = \mu^2 + t_j^{(0)2} + b_j^2 + e_j^{(0)2} + \mu t_j + \text{duplicos productos} \quad (2.51)$$

$$E\left(\sum_b^j Y_j\right) = n\mu \quad (2.50)$$

$$\sum_b^j Y_j = n\mu + \sum_b^{k_1-p} t_j^{(0)} + \sum_b^j b_j k_j + \sum_b^j \sum_c^{j-1} \sum_d^{j-1} e_{jd} + \sum_b^j \sum_{k_1-p} e_{jd}$$

$$E\left(\sum_b^j Y_j\right) = n\mu \quad (2.49)$$

$$\sum_b^j Y_j = n\mu + b \sum_b^j t_j n_j + p \sum_b^j b_j + \sum_b^j \sum_c^{j-1} \sum_d^{j-1} e_{jd}$$

$$E(Y_j) = k_j \mu \quad (2.48)$$

$$Y_j = k_j \mu + \sum_c^j t_j n_j + \sum_b^{k_1-p} t_j^{(0)} + k_j b_j + \sum_c^{j-1} \sum_d^{j-1} e_{jd} + \sum_{k_1-p} e_{jd}$$

$$E(Y_j) = b_j \mu + b_j t_j \quad (2.47)$$

$$Y_j = b_j \mu + b_j t_j + n_j \sum_b^j b_j + \sum_c^{j-1} \sum_d^{j-1} e_{jd}$$



$$y_{..}^2 = n^2 \mu^2 + \left[\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} t_{(0)i} \right]^2 + \left[\sum_{j=1}^b b_j k_j \right]^2 + \left[\sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl} \right]^2 +$$

$$\left[\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} e_{0i} \right]^2 + \text{duplos produtos}$$

$$E(y_{..}^2) = n^2 \mu^2 + (n-bp) \sigma_0^2 + \sum_{j=1}^b k_j^2 \sigma_B^2 + n \sigma^2 \quad (2.53)$$

$$y_{r.}^2 = b^2 n_r^2 \mu^2 + b^2 n_r^2 t_r^2 + n_r^2 \left[\sum_{j=1}^b b_j \right]^2 + \left[\sum_{j=1}^b \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl} \right]^2 +$$

$$+ b^2 n_r^2 \mu t_r + \text{produtos restantes}$$

$$E(y_{r.}^2) = b^2 n_r^2 \mu^2 + b^2 n_r^2 t_r^2 + n_r^2 \sigma_B^2 + b n_r \sigma^2 + b^2 n_r^2 \mu t_r \quad (2.54)$$

$$y_j^2 = k_j^2 \mu^2 + \left[\sum_{i=1}^{k_j \cdot p} t_{(0)i} \right]^2 + k_j^2 b_j^2 + \left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl} \right]^2 + \left[\sum_{i=1}^{k_j \cdot p} e_{0i} \right]^2$$

$$+ \text{duplos produtos}$$

$$E(y_j^2) = k_j^2 \mu^2 + k_j \sigma_0^2 - p \sigma_0^2 + k_j^2 \sigma_B^2 + k_j \sigma^2 \quad (2.55)$$

Será agora derivada a esperança dos termos da

SQResíduos:

$$a) \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rjl}^2$$

$$\sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rjl}^2 = bp \mu^2 + b \sum_{r=1}^c t_r^2 n_r + p \sum_{j=1}^b b_j^2 + \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl}^2 +$$

$$+ \mu b \sum_{r=1}^c t_r n_r + \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} (\text{produtos restantes})$$

$$E \left(\sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rjl}^2 \right) = bp \mu^2 + b \sum_{r=1}^c t_r^2 n_r + bp \sigma_B^2 + bp \sigma^2$$

$$(2.56)$$

$$b) \sum_{j=1}^b \left[\frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij} \right]^2}{k_j} \right]$$

$$\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} = p\mu + pb_j + \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rj}$$

$$\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} = k_j\mu - p\mu + \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{0i} + k_j b_j - pb_j + \sum_{i=1}^{k_j-p} e_{0i}$$

$$\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} = k_j\mu + \sum_{i=1}^{k_j-p} t_{0i} + k_j b_j + \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} e_{0i}$$

$$\begin{aligned} \left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{0i} \right]^2 &= k_j^2 \mu^2 + \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{0i} \right]^2 + k_j^2 b_j^2 + \\ &+ \left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rj} \right]^2 + \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{0i} \right]^2 + \text{duplos produtos} \end{aligned}$$

E assim:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \left[\frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij} \right]^2}{k_j} \right] &= n\mu^2 + \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{k_j} \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{0i} \right]^2 \right] + \\ &+ \sum_{j=1}^b k_j b_j^2 + \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{k_j} \left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rj} \right]^2 \right] + \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{k_j} \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{0i} \right]^2 \right] + \\ &+ \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{k_j} \left[\text{duplos produtos} \right] \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{j=1}^b \left[\frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} y_{rj} + \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{ij} \right]^2}{k_j} \right] \right) &= n\mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)}{k_j} \sigma_0^2 + n\sigma_B^2 + \\ &+ b\sigma^2 \quad (2.57) \end{aligned}$$

$$c) \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{Y_r^2}{n_r}$$

$$\frac{1}{b} \frac{Y_r^2}{n_r} = b n_r \mu^2 + b n_r t_r^2 + \frac{n_r}{b} \left[\sum_{j=1}^b b_j \right]^2 + \frac{1}{b n_r} \left[\sum_{j=1}^b \sum_{l=1}^n c_{rjl} \right]^2 +$$

$$+ b n_r \mu t_r + \frac{1}{b n_r} (\text{produtos restantes})$$

$$\frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{Y_r^2}{n_r} = b p \mu^2 + b \sum_{r=1}^c t_r^2 n_r + \frac{p}{b} \left[\sum_{j=1}^b b_j \right]^2 + \frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \left[\frac{\left[\sum_{j=1}^b \sum_{l=1}^n c_{rjl} \right]^2}{n_r} \right] +$$

$$+ \sum_{r=1}^c \left[\frac{1}{b n_r} (\text{produtos restantes}) \right]$$

$$E \left(\frac{1}{b} \sum_{r=1}^c \frac{Y_r^2}{n_r} \right) = b p \mu^2 + b \sum_{r=1}^c t_r^2 n_r + p \sigma_B^2 + c \sigma^2 \quad (2.58)$$

$$d) \frac{1}{pb} y_r \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right)$$

$$\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} = - p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{i=1}^{k_j \cdot p} t_{\Theta i}}{k_j} + \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^n c_{rjl} - p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^n c_{rjl}}{k_j} -$$

$$- p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{i=1}^{k_j \cdot p} c_{\Theta i}}{k_j} = - p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{i=1}^{k_j \cdot p} t_{\Theta i}}{k_j} + \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^n c_{rjl} - p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^n c_{rjl} + \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} c_{\Theta i}}{k_j}$$

$$\frac{1}{pb} y_r \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) =$$

$$= \left(\frac{n_r \mu}{p} + \frac{n_r t_r}{p} + \frac{n_r}{bp} \sum_{j=1}^b b_j + \frac{1}{pb} \sum_{j=1}^b \sum_{l=1}^n c_{rjl} \right) \cdot \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) =$$

$$= \frac{1}{pb} \left(-p \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{r=1}^n e_{rj}^2}{k_j} + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^n e_{rj}^2 + \text{produtos restantes} \right)$$

$$E \left(\frac{1}{bp} \sum_{r=1}^c y_r \left(\sum_{r=1}^c y_r - p \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \right) \right) = \sigma^2 - \frac{p}{b} \sum_{j=1}^b \frac{1}{k_j} \sigma^2 \quad (2.59)$$

$$e) \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \sum_{r=1}^c y_r$$

$$\frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \sum_{r=1}^c y_r = \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} (bp\mu + p \sum_{j=1}^b b_j + \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^c \sum_{i=1}^n e_{rj})$$

$$E \left(\frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \frac{y_j}{k_j} \sum_{r=1}^c y_r \right) = bp\mu^2 + p\sigma_B^2 + \frac{p}{b} \sum_{j=1}^b \frac{1}{k_j} \sigma^2 \quad (2.60)$$

$$f) \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} (y_j y_{\Theta_i})$$

$$y_j y_{\Theta_i} = k_j \mu^2 + t_{\Theta_i}^2 + k_j b_j^2 + e_{\Theta_i}^2 + \text{produtos restantes}$$

$$\frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} (y_j y_{\Theta_i}) = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} k_j \mu^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} t_{\Theta_i}^2 +$$

$$+ \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} k_j b_j^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} e_{\Theta_i}^2 + \text{produtos restantes}$$

$$E \left(\frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j \cdot p} (y_j y_{\Theta_i}) \right) = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j^2 \mu^2 - n\mu^2 + \frac{(n-bp)}{p} \sigma_G^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j^2 \sigma_B^2 -$$

$$- b\sigma_B^2 + \frac{(n-bp)}{p} \sigma^2 \quad (2.61)$$

$$g) \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right]^2$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right]^2 &= \mu^2 \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)^2}{p} + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\omega_i} \right]^2 + \\ &+ \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)^2}{p} b_j^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{\omega_i} \right]^2 + \text{duplos produtos} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E \left(\frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right]^2 \right) &= \mu^2 \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)^2}{p} + \frac{(n-bp)}{p} \sigma_G^2 + \\ &+ \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)^2}{p} \sigma_B^2 + \frac{(n-bp)}{p} \sigma^2 \end{aligned} \quad (2.62)$$

$$h) \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_j y_{\omega_i}}{k_j}$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_j y_{\omega_i}}{k_j} &= \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \mu^2 + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{t_{\omega_i}^2}{k_j} + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} b_j^2 + \\ &+ \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{e_{\omega_i}^2}{k_j} + \text{produtos restantes} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^{k_j-p} \frac{y_j y_{\omega_i}}{k_j} \right) &= (n-bp) \mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)}{k_j} \sigma_G^2 + \\ &+ (n-bp) \sigma_B^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j-p)}{k_j} \sigma^2 \end{aligned} \quad (2.63)$$

$$i) \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \frac{(k_j - p)y_j^2}{k_j}$$

$$\frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \frac{(k_j - p)y_j^2}{k_j} = \sum_{j=1}^b \left[\frac{y_j^2}{p} - \frac{y_j^2}{k_j} \right] = \sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{p} - \sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{k_j}$$

$$\sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{p} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j^2 \mu^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\Theta i} \right]^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl} \right]^2 +$$

$$\frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[k_j^2 b_j^2 \right]^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{\Theta i} \right]^2 + \text{duplos produtos}$$

$$E \left(\sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{p} \right) = \frac{\mu^2}{p} \sum_{j=1}^b k_j^2 + \frac{(n-bp)}{p} \sigma_G^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j^2 \sigma_B^2 + b\sigma^2 +$$

$$+ \frac{(n-bp)}{p} \sigma^2 \quad (2.64)$$

$$\sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{k_j} = n\mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{\left[\sum_{i=1}^{k_j-p} T_{\Theta i} \right]^2}{k_j} + \sum_{j=1}^b k_j B_j^2 +$$

$$+ \sum_{j=1}^b \frac{\left[\sum_{r=1}^c \sum_{l=1}^{n_r} e_{rjl} \right]^2}{k_j} + \sum_{j=1}^b \frac{\left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{\Theta i} \right]^2}{k_j} +$$

+ duplos produtos

$$E \left(\sum_{j=1}^b \frac{y_j^2}{k_j} \right) = n\mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j - p)}{k_j} \sigma_G^2 + n\sigma_B^2 + p \sum_{j=1}^b \frac{1}{k_j} \sigma^2$$

$$(2.65)$$

$$j) \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{p} \frac{(k_j - p)y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right]$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{p} \frac{(k_j - p)y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] &= \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{p} y_j \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] - \\ &- \sum_{j=1}^b \left[\frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{p} y_j \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] &= \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j(k_j - p)\mu^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\omega_i} \right]^2 + \\ &+ \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j(k_j - p)b_j^2 + \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b \left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{\omega_i} \right]^2 + \text{duplos productos} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{j=1}^b \left[\frac{1}{p} y_j \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] \right) &= \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j(k_j - p)\mu^2 + \frac{(n - bp)}{p} \sigma_G^2 + \\ &+ \frac{1}{p} \sum_{j=1}^b k_j(k_j - p)\sigma_B^2 + \frac{(n - bp)}{p} \sigma^2 \quad (2.66) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^b \left[\frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] &= \sum_{j=1}^b (k_j - p)\mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{\left[\sum_{i=1}^{k_j-p} t_{\omega_i} \right]^2}{k_j} + \\ &+ \sum_{j=1}^b (k_j - p)b_j^2 + \sum_{j=1}^b \frac{\left[\sum_{i=1}^{k_j-p} e_{\omega_i} \right]^2}{k_j} + \text{duplos productos} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{j=1}^b \left[\frac{y_j}{k_j} \sum_{i=1}^{k_j-p} y_{\omega_i} \right] \right) &= \sum_{j=1}^b (k_j - p)\mu^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j - p)}{k_j} \sigma_G^2 + \\ &+ \sum_{j=1}^b (k_j - p)\sigma_B^2 + \sum_{j=1}^b \frac{(k_j - p)}{k_j} \sigma^2 \quad (2.67) \end{aligned}$$

E dessa forma, somando todas as esperanças dos termos da soma de quadrados de resíduos e fazendo as devidas simplificações, chega-se a:

$$E (\text{SQResíduos}) = (bp-b-c+1)\sigma^2$$

Mas $(bp-b-c+1)$ corresponde exatamente aos graus de liberdade do resíduo, e assim:

$$E (\text{QMResíduos}) = \sigma^2 \quad (2.68)$$

Para o quadrado médio de tratamentos ajustados, resulta a seguinte expressão de sua esperança matemática:

$$\begin{aligned} E (\text{QMTrat. Aj.}) &= \\ &= \sigma^2 + \frac{(n-bp-b+p\sum_{j=1}^b \frac{1}{k_j})}{(c+n-bp-1)} \sigma_G^2 + \frac{b}{(c+n-bp-1)} \sum_{i=1}^c t_i^2 n_i \end{aligned} \quad (2.69)$$

onde $\sum_{i=1}^c t_i^2 n_i$ corresponde ao somatório dos quadrados dos efeitos dos tratamentos comuns, ponderados pelo número de vezes que aparecem nos blocos. Tais efeitos podem ser estimados através dos estimadores (2.28). O esquema geral para a análise de variância de um delineamento em blocos aumentados está apresentado na Tabela 2.

Tabela 2. Esquema de análise de variância para um delineamento em blocos aumentados¹.

Causas de Variação	Graus de Liberdade
Bloco	$(b - 1)$
Tratamento Ajustado	$(c + n - bp - 1)$
Resíduo	$(bp - b - c + 1)$
Total	$(n - 1)$

1. b: número de blocos; c: número de tratamentos comuns; n: número total de parcelas; p: número de parcelas por bloco que contém tratamentos comuns.

Como foi observado no item 2.1, existem outros métodos de estimação de componentes de variância, que são particularmente interessantes em estruturas não-balanceadas como no caso do blocos aumentados. Henderson (1953) propôs 3 métodos, que correspondem a variações do método dos momentos. O método 3, se bem que o mais laborioso, é o mais geral, podendo ser aplicado a modelos mistos com ou sem interação entre parâmetros fixos com aleatórios. Outros métodos de estimação procuram maximizar a verossimilhança das observações, assumindo que os dados seguem uma distribuição normal multivariada, como é o caso da máxima verossimilhança e máxima verossimilhança restrita (Searle 1987). A grosso modo, tais métodos buscam estimativas que correspondam ao mais provável de ter ocorrido, trabalhando com a distribuição de probabilidades das observações. Os estimadores de variâncias por máxima verossimilhança são

tendenciosos, uma vez que não são corrigidos para os efeitos fixos, enquanto que a máxima verossimilhança restrita elimina essa tendenciosidade (Searle 1987). A grande vantagem desses métodos é que sempre fornecem estimativas não negativas de componentes de variância, e uma das desvantagens é que, por se tratarem de processos iterativos, exigem recursos computacionais consideráveis. Gonçalves (1984) trabalhou com vários métodos de estimação de componentes de variância em blocos aumentados a partir de dados simulados e dados reais, e dentre suas conclusões, afigura-se o fato de que o método 3 de Henderson foi inferior aos demais quando a variância genética é superior à ambiental, e, para um grande número de observações nas mesmas condições o método de máxima verossimilhança foi o melhor.

2.2.3 Médias móveis (vizinho mais próximo)

O ajuste de valores fenotípicos pela média de parcelas vizinhas com o intento de remover ao máximo efeitos ambientais é bem antigo. Richey (1924) foi um dos primeiros a utilizá-lo, ajustando médias de progênies de milho a partir da razão entre as médias das fileiras vizinhas; e como cada fileira possui vizinhos diferentes, denominou a técnica de 'médias móveis'. Verificou com ela reduções no erro padrão das médias após o ajuste. Havia na ocasião uma procura por ajustes para correção de efeitos ambientais, através do uso de regressão.

O advento e enorme difusão de um novo enfoque para análise estatística a partir da equipe de Rothamsted, através de

delineamentos estatísticos baseados em controle local afastou um pouco essa tendência inicial pois passou-se a considerar que parcelas sob um controle local eficiente não apresentariam observações correlacionadas, o que seria garantido pela aleatorização. Foi somente alguns anos mais tarde que Papadakis, citado por Bartlett (1938), propôs a reutilização de médias móveis. Bartlett (1938) discute o método em detalhes; assenta-se no uso de uma análise de covariância em um delineamento como o de blocos ao acaso, utilizando por covariável, para cada parcela, a média das parcelas vizinhas, subtraindo-se os efeitos dos tratamentos que elas receberam. Buscava-se com isso um ajuste baseado estritamente na correlação ambiental entre parcelas próximas.

Paralela e talvez independentemente de sua utilização na experimentação agrícola, a técnica de médias móveis está presente desde o começo do século como um dos tópicos da teoria de séries temporais, que tem por objetivo o estudo de ciclos econômicos (Fischer 1982). De acordo com este autor, a metodologia era empregada no sentido de remover componentes sazonais de um fenômeno econômico, com base em médias móveis de dimensão correspondente ao período de um ciclo de sazonalidade, obtendo estimativas corrigidas para essas tendências sazonais. Uma complexa teoria veio então sendo elaborada para o estudo de séries de tempo, que, não obstante seu nome, pode ser estendida a um outro domínio, como o espaço.

Dessa forma, pode-se definir uma série estatística como toda e qualquer coleção de dados pertencentes a uma mesma

classificação quantitativa, ou como uma sucessão de número referidos a qualquer variável (Tolledo e Ovalle 1985). Quando se constrói um modelo probabilístico para descrever uma sequência de observações, diz-se estar considerando-a como um processo estocástico (Fischer 1982). Tome-se, por exemplo, a série de observações:

$$X_1, X_2, \dots, X_n ;$$

Se considerada como um processo estocástico, ou seja, como uma função de uma distribuição de probabilidades, diz-se que o processo é estacionário se a distribuição for a mesma para

$$X_{1+h}, X_{2+h}, \dots, X_{n+h} ,$$

para todos os elementos da série e para todo h (Hannan 1975). Isso equivale a dizer que a série não apresenta tendências ao longo dela. Classificações mais detalhadas são dadas por Fischer (1982), e este autor ainda relata que é muito importante saber se o processo é ou não estacionário, pois disso vai depender se pode-se ou não considerar a série em termos de uma função amostral de uma mesma distribuição .

Uma característica interessante das séries estatísticas é que muitas vezes seus elementos podem correlacionar-se consigo mesmos, e isso é denominado de autocorrelação (Toranzos 1966). Este autor mostra que a autocorrelação surge quando uma série é comparada com ela mesma,

defasada de um número constante de períodos. Assim, pode-se calcular um coeficiente de correlação ente os conjuntos:

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_n$$

e

$$Y_{1+s}, Y_{2+s}, \dots, Y_{n+s}$$

referentes a uma mesma série. Diz-se assim se tratar de uma autocorrelação de fase s . O processo também pode ser chamado autoregressivo. Esta concepção pode ser prontamente extrapolada para a experimentação agrícola se houver razões para crer que a observação de parcelas próximas são correlacionadas por estarem num ambiente semelhante. Dessa maneira, parcelas próximas teriam variâncias residuais menores do que as mais distantes, e esta característica é um dos alicerces de um ramo da estatística especialmente voltado para o estudo de autocorrelação no espaço, a geoestatística (Es e Es 1993). Da mesma forma que os conceitos da teoria de séries temporais, os conceitos da geoestatística podem ser generalizados para quaisquer outras dimensões que não o espaço.

O enfoque de observações correlacionadas na experimentação agrícola ganhou um grande impulso quando Williams (1952) passou a visualizar as observações de um experimento como elementos de um processo estocástico estacionário, e propôs delineamentos com disposição de tratamentos de forma sistemática ao invés de aleatória. Atkinson (1969) procurou relacionar o

método de Papadakis sob a ótica de um processo estocástico autoregressivo, derivando estimadores e suas variâncias.

Com o tempo, a relação entre médias móveis e autocorrelação tornou-se evidente, e Box e Jenkins (1976) formalizaram um modelo de médias móveis autoregressivo denominado ARMA ("Autoregressive Moving Average"). Este modelo e suas variações podem ser estendidos inclusive para processos não-estacionários com o uso de um operador de transformação, formando os chamados modelos ARIMA ("Autoregressive Integrated Moving Average").

O ajuste de valores observados, segundo Yates (1936a), deveria ser realizado sempre que possível não de uma forma crua, como por exemplo

$$y'_i = y_i - \frac{(y_{i-1} + y_{i+1})}{2}, \quad (2.70)$$

mas através de algum parâmetro estimado, como por exemplo um coeficiente de regressão:

$$y'_i = y_i - \hat{b} \frac{(y_{i-1} + y_{i+1})}{2} \quad (2.71)$$

Dessa forma, evitar-se-ia o chamado sobreajustamento dos valores, subtraindo-se um valor superior ao efeito ambiental que se pretende retirar.

De acordo com Bos e Hennink (1991), na avaliação de genótipos utilizando-se de ajuste por médias móveis, pode-se

interpretar a situação da seguinte maneira; o valor fenotípico do material i em uma dada parcela pode ser decomposto da seguinte forma:

$$p_i = g_i + E_i + e_i \quad (2.72)$$

em que g_i corresponde ao desvio genético do material i , E_i é o efeito ambiental devido a fatores locais comuns a parcelas vizinhas e e_i o efeito ambiental relativo a fatores locais particulares de cada parcela. O fenótipo das parcelas vizinhas correspondem a:

$$\begin{aligned} p_{i-1} &= g_{i-1} + E_{i-1} + e_{i-1} \\ p_{i+1} &= g_{i+1} + E_{i+1} + e_{i+1} \end{aligned} \quad (2.73)$$

e a média móvel correspondente ao fenótipo i será:

$$\frac{(p_{i-1} + p_{i+1})}{2} \quad (2.74)$$

A expressão

$$E_i = \frac{(E_{i-1} + E_{i+1})}{2} \quad (2.75)$$

pode ser tida como verdadeira, independentemente de tendências que possam haver no solo. Assim, o ajuste pela média móvel

removerá esse componente ambiental, e o uso do coeficiente de regressão permitirá que somente ele seja removido.

Quando se utiliza médias móveis, pode-se utilizar um ajustamento com apenas um tipo de média móvel (e conseqüentemente um só coeficiente), por exemplo sempre utilizando as médias das duas parcelas vizinhas. Nesse caso, diz-se que se trata de um modelo de média móvel de primeira ordem (Fischer 1982). Se são utilizados dois tipos de média móvel, por exemplo a partir de duas distâncias, o modelo inclui dois parâmetros, e diz-se tratar de média móvel de segunda ordem, e assim por diante.

Bartlett (1978), quarenta anos após apresentar o método de Papadakis, reexaminou-o sob o prisma de um processo autoregressivo, com controle local em uma e duas direções, e as expressões dos estimadores indicam que o ganho em eficiência tende a crescer ao se aumentar o número de tratamentos. O autor aponta ainda que esse ganho pode eventualmente crescer se for utilizado um processo iterativo para estimação dos efeitos dos parâmetros do modelo.

Wilkinson et al. (1983), alguns anos mais tarde, valendo-se de estudos de simulação a partir de dados de ensaios de uniformidade, concluíram que o método de Papadakis é tendencioso, independentemente do uso ou não de iterações. Sua principal crítica ao método é o fato de ter um enfoque essencialmente estacionário, o que, segundo os autores, não deve corresponder ao que ocorre nos solos, onde tendências de graduação de fertilidade e outras características devem ocorrer.

Dessa forma, propõem um novo modelo de vizinho mais próximo que prevê simultaneamente uma tendência suave no solo (caracterizando um processo não-estacionário) e um erro independente. Baseando-se em dados de um experimento com cevada e também simulações com ensaios de uniformidade, apontam resultados promissores para ganhos em eficiência.

Kempton e Howes (1981) registraram aumentos significativos em eficiência com o método de Papadakis como apresentado por Bartlett (1978), a partir de dados de um número grande de ensaios com trigo e cevada. Pearce (1978) também verificou reduções nos coeficientes de variação pelo uso do método em vários ensaios com milho.

Desde então, vários outros modelos, variações e métodos de estimação têm sido publicados. Williams (1986) propõe um modelo utilizando tanto blocos incompletos quanto o ajustamento pelos vizinhos mais próximos, utilizando o método dos quadrados mínimos generalizado. Besag e Kempton (1986) propõem um modelo baseado em contrastes entre parcelas vizinhas para ajustes devido a variações em fertilidade do solo. Estes e outros autores, como Kempton (1982), utilizam dos valores dos vizinhos mais próximos para ajustar efeitos de competição entre parcelas, ao invés de variações em fertilidade do solo. Este último autor observa que se houver uma correlação positiva entre parcelas próximas, isso é um indicativo de que ajustes são possíveis para correção das diferenças de fertilidade no solo. Por outro lado, se a correlação for negativa, isso indica

efeitos de competição, onde parcelas com plantas mais desenvolvidas acarretam um prejuízo para suas vizinhas.

Juntamente com a construção de modelos, diferentes métodos de estimação têm sido propostos, como estimadores de máxima verossimilhança (Ord 1975), e o uso do melhor preditor linear não tendencioso (Stroup e Militze 1991).

Vários autores têm relatado sucesso com o ajustamento por médias móveis. Pearce e Moore (1976), reunindo resultados de experimentos com espécies perenes em vários países, verificaram reduções no erro padrão com o emprego do método de Papadakis, à exceção de ensaios com macieira na Inglaterra. A melhoria na precisão englobou culturas contrastantes como chá e videira. Lockwood (1980), trabalhando com cacau e utilizando o mesmo método, chegou a obter 20% de redução no erro padrão de diferenças entre tratamentos.

Shortel e Butler (1986) utilizaram covariáveis a partir de médias móveis em ensaios de avaliação de progênies de amendoim em gerações avançadas, tanto removendo como não removendo efeitos de tratamento. Constataram que a análise de covariância pôde diminuir tendências observadas nos resíduos, bem como a variância residual. Não houve um comportamento consistente com relação à variância genética após o ajustamento, e assim apontam os autores que a escolha da média móvel com ou sem a retirada dos efeitos de tratamento deve assentar-se principalmente na redução ou não da variância residual.

Weinbaum et al. (1990) encontraram um aumento em eficiência na seleção massal de porta-enxertos em nogueiras pela

correção com médias móveis, e Diers, Voss e Fehr (1991), embora observando reduções no coeficiente de variação, não verificaram diferenças significativas no ganho com a seleção de cultivares de soja quanto à eficiência na absorção de Fe em solos calcáreos.

2.2.4 Testemunha intercalar

A disposição de testemunhas sistematicamente em ensaios de avaliação, observam Besag e Kempton (1986), foi uma das primeiras maneiras encontradas para se controlar a variação ambiental em ensaios de melhoramento. Wiancko (1914), por exemplo, enfatiza a necessidade da utilização de testemunha intercalar, sugerindo inclusive sua disposição em mesmas parcelas ao longo dos anos e utilizar essa informação acumulada de maneira a melhorar o ajuste. McClelland (1926) discute algumas alternativas disponíveis à época de se fazer o ajustamento em função de testemunhas.

A principal razão do uso tão generalizado quanto antigo em programas de melhoramento, ainda segundo Besag e Kempton (1986), é o fato de em fases iniciais de um programa em geral não se dispor de sementes suficientes para compor repetições com tamanhos mínimos de parcela com os materiais a serem avaliados, e outras maneiras assim tiveram de ser buscadas para controlar a variação ambiental.

Yates (1936a) relata que em princípio não há uma melhor forma de ajustamento, se subtraindo ou dividindo pela observação das testemunhas vizinhas, mas aconselha a utilização de um coeficiente de regressão para se evitar o sobreajustamento. Assim, poder-se-ia construir um índice ambiental com base na média dos valores das testemunhas vizinhas, ponderada ou não por sua distância relativa, o qual constituiria uma variável independente que explicaria parte do comportamento dos materiais avaliados, através de regressão linear. O coeficiente de regressão estimado seria então utilizado no ajustamento.

Embora sejam métodos diferentes, testemunha intercalar e médias móveis possuem o mesmo fundamento, ou seja, o de que as observações de parcelas próximas são correlacionadas por estarem sujeitas a uma condição local similar.

O uso de testemunha intercalar tem sido criticado sob vários pontos de vista. Jensen e Federer (1964) observaram que o efeito de competição de parcelas vizinhas em ensaios de trigo devido a diferenças em altura poderia comprometer a eficácia do método. Baker e McKenzie (1967) estudaram não só sua eficiência, mas as consequências de se utilizar ou não o coeficiente de regressão no ajuste. Para tal, simularam vários tipos de heterogeneidade de solo, através da variação do coeficiente de heterogeneidade de Smith, de 0,1 a 0,9. A variância do erro esperada foi até mesmo maior do que quando não se usou nenhum ajuste, para valores acima de 0,5 para o coeficiente de Smith, sem o uso do coeficiente de regressão no ajuste. Quando este é

usado, a variância do erro sempre é diminuída, porém de forma considerável apenas para valores do coeficiente abaixo de 0,5. Em 2 ensaios de campo, os autores encontraram, para um ensaio, nenhuma diminuição na variação do erro, e, para o outro, uma diminuição da ordem de 14%. Argumentou-se, porém, que mesmo esse ensaio seria de eficiência questionável, uma vez que cerca do dobro da área seria requerida para a inclusão das testemunhas. Baseando-se em valores de coeficiente de heterogeneidade listados por Smith (1938), Baker e McKenzie (1967) admitem que existe uma chance em duas de se dispor de um solo cujo coeficiente seja maior que 0,5. Recomendam assim que o uso de testemunhas intercalares não deveria nunca substituir o uso de repetições; e caso haja pouca disponibilidade de material para isso, uma análise de covariância deveria ser conduzida na área para verificar se reduções expressivas ocorrem na estimativa do erro.

Townley-Smith e Hurd (1973) também criticaram o uso de testemunha intercalar, especificando que a técnica muitas vezes tem sido utilizada com um tal distanciamento entre as testemunhas, que sua correlação com as observações das parcelas com os materiais a serem testados é praticamente nula.

Besag e Kempton (1986), porém, a partir de dados de avaliação de progênies F_2 de trigo não-repetidas, com o uso de duas testemunhas, alocadas a cada 6 parcelas, observaram que o comportamento delas é coincidente com o dos materiais avaliados ao longo da área, evidenciando sua utilidade como indicador das condições de solo. Além disso, mostram que, se as progênies

fossem selecionadas tão somente com base em seu valor fenotípico, seriam selecionadas somente aquelas nas regiões de maior fertilidade, ao passo que com o uso de testemunha intercalar, as progênies selecionadas distribuem-se ao longo de toda a área. Recomendam ainda o ajuste a partir da observação de várias testemunhas, com o uso da mediana ao invés da média para contornar a desvantagem de valores discrepantes.

Godoi (1991), utilizando testemunha intercalar na avaliação de progênies de meios-irmãos em milho, embora tendo tido problemas de estande, o que comprometeu de certa forma a interpretação dos resultados, conclui que a metodologia é promissora e que deve ser buscada.

2.3 Comparação entre métodos

Os métodos de avaliação aqui relacionados por vezes têm sido comparados quanto à sua eficiência no controle ambiental. Townley-Smith e Hurd (1973), trabalhando com trigo, estudaram a eficiência do ajustamento por médias móveis e testemunha intercalar, concluindo que o primeiro foi melhor, superior inclusive à análise de covariância valendo-se das médias móveis como covariáveis. Mak, Harvey e Berdahl (1978) comparam estes métodos, além do látice, na seleção de linhagens de cevada. Seus resultados mostraram que tanto o uso de médias móveis, o de testemunha intercalar, quanto a análise em látice promoveram um nível semelhante de controle do erro. No tocante a outros aspectos, os autores enumeram como vantagem dos dois

primeiros métodos a possibilidade de dispensar a necessidade de repetições, e que o uso de médias móveis seria ainda mais eficiente por evitar ter de alocar cerca de 50% de área adicional com testemunhas. Por outro lado, o uso de testemunha intercalar permite que se colha apenas as parcelas de interesse.

Rosielle (1980), comparando o delineamento em látice, o uso de testemunha intercalar e o de médias móveis em ensaios de avaliação de trigo, encontrou estimativas para o coeficiente de variação e herdabilidade semelhantes para as três metodologias, ligeiramente menos eficiente para médias móveis. Entretanto, como 1/4 da área foi destinado ao uso de testemunhas, o autor indica que um delineamento em blocos ao acaso com 3 repetições usando a média móvel como covariável é mais eficiente do que um delineamento com 4 repetições usando a testemunha intercalar como covariável.

No método proposto por Lin e Poushinsky (1983) de um delineamento aumentado modificado, os autores comentam que sob determinadas situações o método que se vale apenas do ajustamento para controle local (por eles denominado método 1) não seria eficiente, e que outros ajustamentos deveriam ser utilizados, e propõem a construção de um índice de fertilidade baseado na observação dos tratamentos comuns, sem a utilização de regressão (método 2), ou com ela (método 3). Estudos de simulação foram feitos por Lin, Poushinsky e Jui (1983) para compará-los, e observaram que em solos com variações unidirecionais o método 1 seria o melhor, enquanto que numa tendência multidirecional o método 3 seria mais indicado. O

método 2 é em geral menos eficiente. Compararam ainda o delineamento aumentado com o quadrado reticulado, que mostrou-se em geral superior; mas, sob determinadas condições de variação ambiental não muito acentuada, o delineamento aumentado tem precisão semelhante, ocupando uma área menor. Os métodos também foram testados na avaliação de clones de batata em estágios iniciais de melhoramento por Schaalje, Lynch e Kozub (1987), que observaram a superioridade dos métodos 1 e 3 quanto à variância residual, e também quanto à classificação dos materiais, que pode variar sensivelmente se utilizado um método inadequado. Lin e Voldeng (1989), trabalhando com ensaios de avaliação de linhagens de soja, encontraram em geral uma superioridade do uso de ajustamento pela testemunha (método 3) em relação ao método 1, baseado no ajustamento pelo controle local.

Vivaldi (1990) simulou condições ambientais de solo, variando a tendência de heterogeneidade dentro dos blocos, e a partir daí comparou os métodos de Papadakis, o ajustamento por médias móveis sem a retirada dos efeitos de tratamento e o modelo proposto por Wilkinson et al. (1983). Observou que o método de Papadakis forneceu estimativas do erro experimental mais próximas do valor especificado em simulação. Os outros métodos subestimaram o erro experimental em níveis não toleráveis, e, quando não o fizeram, apresentaram estimativas superiores ao método de Papadakis. No tocante à tendência dos testes F os métodos foram similares, conflitando, de certa maneira, com os resultados de Wilkinson et al. (1983). O autor observa ainda que o número de parcelas utilizadas para compor a

média móvel e o tamanho dos blocos afetam a comparação entre os métodos.

Lin et al. (1993) analisaram dados de avaliação de linhagens de soja de várias maneiras, dentre elas a análise como látice, ajustamento para controle local, e uso da técnica de vizinho mais próximo sugerida por Besag e Kempton (1987). O ajustamento baseado em linhas e colunas não foi superior ao látice, enquanto que quando baseado nas observações dos vizinhos mais próximos, a precisão pôde ser tão boa ou mesmo superior à do látice.

Deve-se observar que os métodos baseados em ajustamento a partir de médias móveis devem ainda ser bastante estudados quanto a seus aspectos teóricos, e resultados conflitantes, como os de Vivaldi (1990) e Wilkinson et al. (1983), devem ser investigados, para certificar quanto a tendenciosidades e eficiência dos diferentes métodos.

2.4 Análise de covariância

Um procedimento que pode melhorar a precisão de ensaios em látice ou em blocos aumentados, ou qualquer delineamento, é o emprego da análise de covariância, que entre outras utilidades, pode contribuir para redução da variância residual (Cochran 1957). Diferentes metodologias, como o uso de médias móveis e delineamentos em látice, por exemplo, podem ser reunidas através da análise de covariância, o que aliás fornece

a base teórica de alguns métodos, como o de Papadakis (Bartlett 1938).

Zelen (1957) observa que, a despeito das aparentes variações nas expressões para perfazer uma análise de covariância em diferentes delineamentos, o fundamento é essencialmente o mesmo, e os delineamentos em blocos incompletos não fogem à regra. Consiste basicamente em: i) estimar o coeficiente de regressão a partir da covariância e variância residuais, removendo os outros efeitos do modelo, e ii) trabalhar com dois modelos; um reduzido, que não considera os efeitos dos tratamentos, e outro não reduzido, levando em conta tais efeitos. Detalhes podem ser encontrados por exemplo em Steel e Torrie (1980). A soma de quadrados de tratamento ajustada para regressão é obtida subtraindo-se a soma de quadrados de resíduos (ajustada) no modelo não-reduzido daquela do modelo reduzido. Para uma análise de covariância múltipla, a única diferença é que os coeficientes de regressão são estimados pela resolução do sistema de equações normais (Cochran 1957). Por exemplo, para 2 covariáveis, os coeficientes b_{x_1} e b_{x_2} são estimados através de:

$$\begin{aligned} E_{x_1x_1} b_{x_1} + E_{x_1x_2} b_{x_2} &= E_{x_1y} \\ E_{x_1x_2} b_{x_1} + E_{x_2x_2} b_{x_2} &= E_{x_2y} \end{aligned} \quad (2.76)$$

em que $E_{x_1x_1}$ e $E_{x_2x_2}$ são as variâncias residuais para as covariáveis x_1 e x_2 , e $E_{x_1x_2}$, E_{x_1y} , e E_{x_2y} são as covariâncias residuais respectivas de x_1 com x_2 , x_1 com y , e x_2 com y .

Quanto à esperança dos quadrados médios de tratamento em análises de covariância, embora os quadros apresentados por Finney (1957) sugiram que as expressões dos estimadores não se alteram, expressões apresentadas por Shorter e Butler (1986) e Vencovsky e Barriga (1992) mostram correções para as covariáveis.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Clones

Os clones utilizados na comparação entre as metodologias estatísticas corresponderam a progênies obtidas a partir da manutenção do banco de germoplasma de batata da ESAL, em 1990. As sementes botânicas foram obtidas por polinização aberta, em sua maioria, e coletadas das cultivares: Baronesa, Gelda, Panda, Granola e Radosa. Alguns clones, entretanto, foram obtidos a partir do cruzamento de Chiquita com Desirée. No total tomou-se 98 clones que apresentavam melhor formato de tubérculo, olhadura mais superficial e quantidade de tubérculos suficiente para a instalação do experimento. A esses 98 clones, foram adicionadas 2 testemunhas, as cultivares Achat e Baraka, que constituem a maior área plantada em Minas Gerais.

3.2 Locais e condução

O experimento foi instalado em dois locais, sendo o primeiro em Maria da Fé, na Estação Experimental da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (CRSMG-EPAMIG). A cidade está situada a 1276 m de altitude, e tem por coordenadas

geográficas 22°18' de latitude sul e 45°23' de longitude oeste. O ensaio foi conduzido durante a estação das águas, de outubro de 1992 a fevereiro de 1993. Por ocasião do plantio, utilizou-se tubérculos em estado satisfatório de brotação, com tamanho uniforme sempre que possível, entre e dentro de clones, assemelhando-se ao tamanho de batata-semente normalmente empregado. Utilizou-se o espaçamento de 0,80 x 0,35 m, sendo que as parcelas experimentais eram compostas por 4 plantas em um único sulco. A adubação empregada foi de 3 ton/ha de formulado contendo 4% de N, 14% de P₂O₅ e 8% de K₂O. Foram aplicados 55 kg de inseticida granulado por ha, contendo 5% de phorate, para controle de larva alfinete e lagarta rosca. Foi feito o controle de plantas daninhas manualmente quando preciso, e aos 34 dias após o plantio foi realizada a amontoa, através de implemento de tração animal. Nessa ocasião foi feita uma adubação nitrogenada de cobertura da ordem de 50 kg de N por ha. Para o controle de afídeos, vaquinhas e minadores, e doenças fúngicas como pinta preta e requeima, alternou-se defensivos sistêmicos (metalaxyl, methamidophos) com de contato (decamethrine, mancozeb, fentim acetate, chlorotalonil, cartap). Quando necessário, o suprimento de água foi completado com irrigação. Durante a condução do experimento, foram avaliados o número de dias para emergência e o estado de cada parcela.

O experimento foi repetido no município de Lavras (MG), de altitude 919 m e coordenadas geográficas 21°14' de latitude sul e 45°00' de longitude norte, durante a estação de inverno, de junho a setembro de 1993. Os tubérculos para

semeadura foram obtidos a partir da colheita do experimento anterior. Os mesmos cuidados quanto à procura por homogeneidade de tamanho e estágio de brotação foram observados, sendo que nessa ocasião pesou-se os tubérculos-semente de cada parcela. O espaçamento, o tamanho da parcela e os tratos culturais foram em essência os mesmos do experimento anterior, com algumas variações: por tratar-se de estação seca, mudou-se o princípio ativo do inseticida sistêmico de plantio para aldicarbe; fez-se necessário o uso de irrigação quase que semanalmente; e a incidência de pragas e doenças foi muito baixa, justificando um mínimo de aplicação de defensivos. Também foram avaliados o número de dias para emergência e o estado de cada parcela.

3.3 Características avaliadas

As seguintes características foram avaliadas por parcela:

- 1) Produção total (t/ha);
- 2) Produção de tubérculos graúdos (t/ha);
- 3) Produção comercial;
- 4) Número de tubérculos comercializáveis por parcela;
- 5) Proporção em peso de produção de tubérculos graúdos sobre produção total (%);
- 6) Peso médio de tubérculos graúdos (g);
- 7) Peso médio de tubérculos comercializáveis (g);
- 8) Matéria seca de tubérculos.

A produção de tubérculos de cada parcela foi passada em peneira de duas malhas, separando tubérculos graúdos, médios e miúdos. A produção de tubérculos graúdos com a de médios compõe a produção comercial. Com a contagem de tubérculos das diferentes classes, pôde-se obter seu peso médio.

A densidade dos tubérculos foi estimada através da expressão:

$$D = \frac{(\text{Peso no ar} - \text{Peso na água})}{\text{Peso no ar}}$$

e o teor de matéria seca através da seguinte equação de regressão:

$$\% \text{ M.S.} = -217,2 + 221,2 D \quad (\text{Schippers, 1976}).$$

3.4 Métodos empregados e critérios de comparação

O experimento constituiu-se de dois delineamentos dispostos lado a lado, avaliando cada qual os mesmos 100 clones. O primeiro correspondeu a um látice simples 10 x 10. Seu modelo matemático é semelhante àquele apresentado em (2.1), com a diferença de que foram acrescentadas algumas covariáveis, compondo uma análise de covariância múltipla; assim:

$$y_{ijk} = \mu + r_i + b_{(i)j} + t_k + \sum_{l=1}^v \beta_l(x_{ijkl}) + \\ + \sum_{m=1}^p \gamma_m(x_{ijkm}) + e_{ijk} \quad (3.1)$$

onde

$\sum_{l=1}^v \beta_l(x_{ijkl})$: relação dos efeitos das v covariáveis sobre a parcela que recebeu o tratamento k no bloco j da repetição i , através de seus respectivos coeficientes de regressão β_l ;

$\sum_{m=1}^p \gamma_m(x_{ijkm})$: relação dos efeitos das p covariáveis 'dummy', criadas com o objetivo de estimar efeitos de parcelas perdidas sobre a parcela que recebeu o tratamento k no bloco j da repetição i , através de seus respectivos coeficientes de regressão γ_m .

Os demais termos já foram especificados em (2.1).

As covariáveis 'dummy' consistem em variáveis que assumem o valor de 1 ou 0, caso elas se refiram a uma parcela perdida ou não, respectivamente, e são tantas quantas parcelas perdidas houver (Steel e Torrie, 1980).

Para o experimento em Maria da Fé, as seguintes covariáveis foram utilizadas na análise de covariância múltipla:

x_1 : dias para emergência;

x_2 : estande;

x_3, x_4 : variáveis 'dummy'.

A primeira covariável teve por objetivo padronizar o efeito do estado de brotação dos tubérculos-semente; a segunda para padronizar efeitos de variações no estande, e as últimas para corrigir o efeito de duas parcelas perdidas, caso a perda não houvesse acontecido.

Em Lavras, as seguintes covariáveis foram empregadas:

x_1 : dias para emergência;

x_2 : estande;

x_3 : peso dos tubérculos-semente;

x_4, x_5, x_6, x_7 : variáveis 'dummy';

Dessa forma, uma covariável foi utilizada para corrigir o efeito do peso dos tubérculos-semente nas variáveis dependentes. Houve 4 parcelas perdidas, exigindo o uso de 4 variáveis 'dummy'.

Para a condução da análise de covariância múltipla, utilizou-se o procedimento descrito em 2.5. Os produtos médios (entre covariáveis e variáveis dependentes, bem como entre uma covariável e outra) foram calculados a partir das análise de variância da soma entre elas, e assim, por exemplo:

$$V(y+x_1) = V(y) + V(x_1) + 2COV(y,x_1)$$

(3.2.)

Nessa relação, a covariância corresponde ao produto médio entre y e x_1 . Embora não se tenha derivado o estimador para a esperança do quadrado médio de tratamentos ajustado para regressão, vamos assumir que ele não sofra modificações com o

uso da covariância, mantendo-se como em (2.2). Caso isso não se verifique, as estimativas terão algum viés.

O coeficiente de herdabilidade no sentido amplo pôde então ser determinado a partir de:

$$\hat{h}^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\frac{\sigma^2}{r} + \hat{\sigma}_g^2} \quad (3.3)$$

O segundo delineamento, disposto ao lado do látice, foi um delineamento em blocos aumentados, com 11 blocos, cada qual com dois tratamentos comuns, as cultivares Achat e Baraka, cada um por sua vez repetido duas vezes em cada bloco. Da mesma forma que no látice, acrescentou-se ao modelo descrito em (2.3) algumas covariáveis, ficando:

$$y_{ij} = \mu + t_i + t_{(Di)} + b_j + \sum_{l=1}^v \beta_l(x_{ijl}) + e_{ij} \quad (3.4)$$

em que $\sum_{l=1}^v \beta_l(x_{ijl})$ foi descrito em (3.1) e os demais em (2.3). Não há sentido em se estimar parcelas perdidas para tratamentos regulares, uma vez que eles não são repetidos, e assim não foram utilizadas variáveis 'dummy'. À exceção dessas variáveis, as outras covariáveis foram as mesmas do látice nos dois experimentos.

Para o cálculo da estimativa da esperança do quadrado médio de tratamentos ajustados, utilizou-se o estimador obtido em (2.68.), sabendo-se que:

$b = 11$ blocos;

$p = 4$ parcelas por bloco com tratamentos comuns;

$c = 2$ tratamentos comuns;

$n_1 = n_2 = 2$ repetições de cada tratamento comum dentro dos blocos.

Tanto n (número de parcelas total) como $\sum_{j=1}^b \frac{1}{k_j}$ (onde k_j é o número

de parcelas do bloco j variaram para cada experimento em função do número diferente de parcelas perdidas. Os t_{ij} 's foram estimados a partir de (2.28). Os estimadores para as características avaliadas em cada localidade, estão apresentadas na Tabela 3. Neste delineamento, o coeficiente de herdabilidade foi estimado por:

$$\hat{h}^2 = \frac{\hat{\sigma}_G^2}{\hat{\sigma}^2 + \hat{\sigma}_G^2} \quad (3.5)$$

Tabela 3 Esperança dos quadrados médios de tratamentos ajustados no delineamento em blocos aumentados para as características avaliadas nos dois experimentos.

Localidade	$E(QMTrat. Aj.)^1$
Maria da Fé	$\sigma^2 + 0,914\sigma_G^2 + 0,110 \sum_{i=1}^2 t_i^2 n_i$
Lavras	$\sigma^2 + 0,908\sigma_G^2 + 0,120 \sum_{i=1}^2 t_i^2 n_i$

1. $n_1 = n_2 = 2$

Além das análises individuais, foram realizadas análises conjuntas das duas localidades para todas as características avaliadas. No caso do látice, o modelo matemático correspondeu a:

$$y_{ijkn} = \mu + l_n + r_{(n)i} + b_{(ni)j} + t_k + lt_{nk} + \sum_{l=1}^v \beta_l(x_{ijkl}) + \sum_{m=1}^p \gamma_m(x_{ijknm}) + e_{ijkn} \quad (3.6)$$

onde

l_n : efeito aleatório do local n ;

lt_{nk} : efeito aleatório da interação entre o local n e o tratamento k .

Para o cálculo da interação h_{nk} foi utilizada a recomendação de Cecon (1992) de se utilizar as médias ajustadas dos tratamentos e calcular a interação à semelhança de um delineamento em blocos completos casualizados. As esperanças dos quadrados médios de interesse estão apresentadas na Tabela 4. O erro efetivo da análise conjunta foi calculado com base na média dos erros efetivos da análise individual de cada local, ponderados por seus graus de liberdade, que variaram em cada local em função do número de covariáveis empregadas na análise de covariância. A partir da análise conjunta, a herdabilidade passou a ser dada por:

$$\hat{h}^2 = \frac{\hat{\sigma}_G^2}{\frac{\hat{\sigma}^2}{r} + \frac{\hat{\sigma}_{Lo}}{l} + \hat{\sigma}_G^2} \quad (3.7.)$$

Para o delineamento em blocos aumentados, como não se dispõe de estimadores para a realização de uma análise conjunta, a mesma foi feita valendo-se do procedimento VARCOMP do software SAS® (SAS Institute Inc. 1991). Por um problema de limitação de utilização de memória RAM do software, não se pôde utilizar os 100 tratamentos na análise conjunta, mas apenas 54. Os componentes de variância foram então calculados pelo método da máxima verossimilhança restrita, e o coeficiente de herdabilidade foi calculado como segue:

TABELA 4. Esperança matemática dos quadrados médios de uma análise conjunta em látice, com recuperação da informação interblocos, em l locais, r repetições por local e t tratamentos, em um modelo aleatório.

Causas de Variação	E (QM)
Repetição d. local	-
Bloco d. repetição e local	-
Local	$\sigma^2 + r\sigma_{LT}^2 + rt\sigma_L^2$
Tratamento Aj.	$\sigma^2 + r\sigma_{LT}^2 + rt\sigma_T^2$
Local x Trat. Aj.	$\sigma^2 + r\sigma_{LT}^2$
Erro efetivo	σ^2

$$\hat{h}^2 = \frac{\hat{\sigma}_G^2}{\frac{\hat{\sigma}^2}{1} + \frac{\hat{\sigma}_{LG}}{1} + \hat{\sigma}_G^2} \quad (3.8)$$

No mesmo experimento em blocos aumentados, foram construídas médias móveis, com 2, 4, e 6 parcelas vizinhas. Para casos de parcelas nas extremidades dos blocos, utilizou-se os valores observados nas parcelas imediatamente à sua frente ou atrás. Dessa forma, foram estimados coeficientes de regressão entre os valores observados nas parcelas e suas respectivas médias móveis, podendo-se assim avaliar a sua magnitude e seu erro padrão. Os valores observados foram ainda ajustados pela média móvel composta por 2 parcelas vizinhas, pela relação:

$$y_i' = y_i - \hat{\beta} \left(\frac{y_{i-1} + y_{i+1}}{2} \right) \quad (3.9)$$

onde

y_i' : valor ajustado da parcela i ;

y_i : valor observado na parcela i ;

$\hat{\beta}$: estimativa do coeficiente de regressão estimado entre y_i' 's e suas médias móveis.

Em todas as características avaliadas, calculou-se um coeficiente de correlação de Spearman, como apresentado por Siegel (1961), entre y_i' e y_i , para verificar se ocorreram mudanças expressivas na classificação dos materiais.

Uma média móvel com base em 2 parcelas vizinhas também foi calculada para o delineamento em látice, que foi utilizada como uma covariável adicional nas duas localidades, verificando se houve redução nos coeficientes de variação. O mesmo procedimento foi adotado no delineamento em blocos aumentados.

Para a avaliação da metodologia de testemunha intercalar, também foi utilizado o experimento em blocos aumentados. Para isso, ao invés de aleatorizadas, as testemunhas estavam dispostas a cada 3 parcelas, e cada testemunha foi repetida 2 vezes em cada bloco, com o cuidado de alterná-las. Para cada parcela, construiu-se um índice ambiental, composto pela média entre as testemunhas imediatamente adjacentes, ponderada pelas distâncias de cada uma, como recomendam BAKER e McKenzie (1967). Como a cada 3 parcelas está disposta uma testemunha, Achat (A) ou Baraka (B), pode-se exemplificar a construção desse índice considerando-se a parcela adjacente a uma outra com a testemunha Achat:

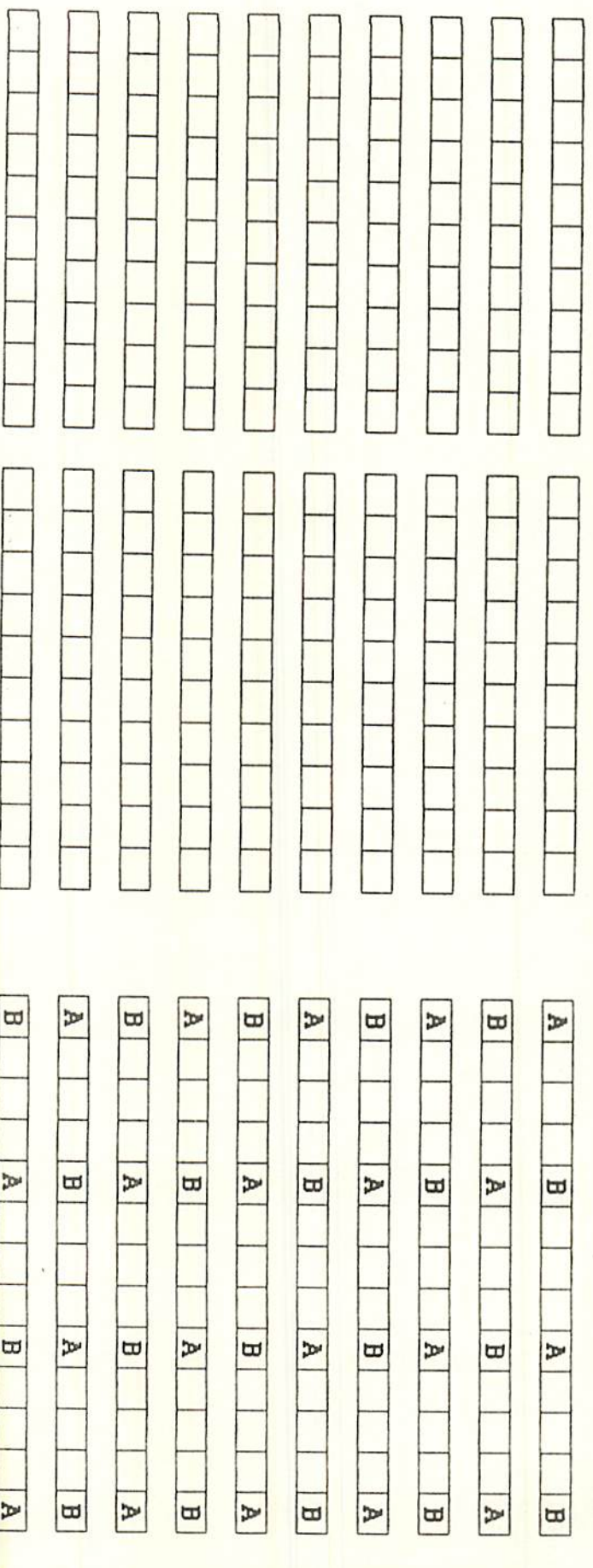
$$I = \frac{3}{4}A + \frac{1}{4}B \quad (3.10)$$

e assim por diante. Da mesma forma que nas médias móveis, foi estimado um coeficiente de regressão entre as observações das parcelas e seus respectivos índices, avaliando sua magnitude e erros padrões. Os valores de cada parcela da mesma maneira foram ajustados através de uma relação semelhante a (3.9), com a diferença de se utilizar o índice ambiental I ao invés da média

móvel. Também o coeficiente de correlação de Spearman foi estimado entre y_i' e y_i para verificação de alterações de classificação.

Um esquema geral da disposição dos delineamentos na área experimental pode ser visualizado na Figura 1.

Os delineamentos em látice e em blocos aumentados foram comparados no tocante às suas respectivas estimativas de coeficiente de variação e herdabilidade. Foi também calculado um coeficiente de correlação de Spearman entre as médias ajustadas de tratamento nos dois modelos, para verificar se ocorre concordância na classificação dos clones.



REPETIÇÃO I REPETIÇÃO II

LÁTICE 10 X 10

BLOCOS AUMENTADOS

FIGURA 1. Disposição na área experimental do látice e do delineamento em blocos aumentados, tendo por tratamentos comuns as cultivares Achat (A) e Baraka (B).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise individual (Maria da Fé)

Houve uma concordância geral entre os resultados a partir do delineamento em látice e em blocos aumentados no fato de a variância entre tratamentos ser significativamente maior que zero, à exceção das características peso médio de tubérculos graúdos e peso médio de tubérculos comercializáveis, onde a variância genética foi maior que zero ao nível de 5% de probabilidade para o látice e não para o blocos aumentados (Tabelas 1A a 4A do Anexo). Os valores do teste F foram em geral mais baixos para esse último. Embora fosse esperado que o látice discriminasse mais os tratamentos, por apresentar um erro padrão menor de suas médias, este resultado mostra que apesar de não utilizar repetições, o delineamento em blocos aumentados detectou uma variância estatisticamente maior que zero entre os tratamentos para a maioria das características. No tocante à precisão, os valores dos coeficientes de variação para as características avaliadas nesses dois delineamentos estão apresentados na Tabela 5. Observa-se que os valores foram quase que na totalidade acima de 20%, concordando com os valores listados por Vermeer (1990). Para 4 das 8 características o

TABELA 5. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	21,65	22,43
Produção de grãos	32,14	28,09
Produção comercial	22,27	22,53
Nº tub.com./parcela	23,38	20,86
% grãos	26,59	18,74
Peso médio tub. grãos	25,69	34,91
Peso médio tub. com.	20,63	31,48
M.S. dos tubérculos	9,16	5,47

delineamento em blocos aumentados apresentou menores estimativas de variação ambiental. Este resultado não é necessariamente vantajoso, pois subestimativas do erro experimental podem estar ocorrendo, uma vez que ele é estimado a partir somente dos tratamentos comuns. Entretanto, ao menos para as características produção total, de grãos e comercial, e matéria seca, estimativas similares foram encontradas. Os valores de coeficiente de herdabilidade estão apresentados na Tabela 6. O delineamento em blocos aumentados proporcionou estimativas menores para todas as características, à exceção da matéria seca de tubérculos. Isso deve estar relacionado ao fato de o látice utilizar repetições, o que determina uma variância fenotípica (o denominador de h^2) menor. Além disso no delineamento em blocos aumentados, parte das diferenças entre tratamentos está na soma de quadrados de blocos, por se tratar de uma análise intrablocos, o que pode ter levado a menores estimativas de σ_e^2 . Duas características foram particularmente discrepantes, os pesos médios de tubérculos grãos e comercializáveis. Este fato foi em parte devido a diferenças fortes de tendência dos tratamentos comuns nos diferentes blocos, em especial a cultivar Achat, o que caracteriza um aumento da interação dos tratamentos comuns com os blocos. Esta interação compõe essencialmente o erro experimental. Se aumentada, espera-se que aumente o coeficiente de variação, e diminua o coeficiente de herdabilidade. À exceção dessas características, a diminuição no coeficiente de herdabilidade no delineamento em blocos

TABELA 6. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	90,69	81,69
Produção de grãos	87,22	79,64
Produção comercial	89,40	81,56
Nº tub.com./parcela	86,83	86,18
% grãos	68,49	67,17
Peso médio tub. grãos	50,94	5,23
Peso médio tub. com.	77,24	22,72
M.S. dos tubérculos	80,68	81,77

aumentados não foi tão drástica que comprometesse seu caráter de utilidade.

Embora os tratamentos tenham sido considerados de efeito aleatório, o que a princípio não justificaria interpretações a partir das médias de tratamento, as correlações de Spearman entre as médias dos dois delineamentos dão um indicativo da concordância entre os clones selecionados em cada um, e conseqüentemente no ganho com a seleção.

Os coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e no delineamento em blocos aumentados estão apresentados na Tabela 7. Estes resultados mostram que não houve grandes diferenças entre os delineamentos, à exceção das características proporção de tubérculos graúdos, peso médio de tubérculos graúdos e comercializáveis. Uma observação cuidadosa das médias, entretanto, revela que tais diferenças de classificação não são tão marcantes nos materiais superiores quanto nos de menor valor. Para as outras características, mais de 70% dos clones selecionados no látice seriam selecionados no delineamento em blocos aumentados.

Os coeficientes de regressão entre os valores das parcelas do delineamento em blocos aumentados com suas médias móveis compostas por 2, 4, e 6 parcelas estão apresentados na Tabela 8. Verifica-se que de uma maneira geral os coeficientes tiveram erros padrões de magnitude quase igual a dos próprios coeficientes. Estes resultados indicam que dificilmente o emprego de médias móveis poderá remover efeitos ambientais dos

TABELA 7. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e no delineamento em blocos aumentados no experimento de Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Correlação de Spearman
Produção Total	0,7161
Produção de grãos	0,7185
Produção comercial	0,7163
Nº tub.com./parcela	0,7476
% grãos	0,5317
Peso médio tub. grãos	0,1956
Peso médio tub. com.	0,5341
M.S. dos tubérculos	0,7624

TABELA 8. Coeficientes de regressão entre observações das parcelas e suas médias móveis, compostas por 2, 4 e 6 parcelas vizinhas, no experimento de Maria da Fé (1992-1993)¹.

Característica	Nº Parcelas Vizinhas		
	2	4	6
Produção Total	0,0607 (±0,1147)	0,0977 (±0,1675)	0,0265 (±0,1869)
Prod. graúdos	0,2099 (±0,1172)	0,1418 (±0,1682)	0,0078 (±0,1960)
Produção comercial	0,0644 (±0,1147)	0,0995 (±1675)	0,0290 (±1868)
Nº tub.com./parcela	-0,1422 (±0,1131)	-0,1539 (±0,1788)	-0,1895 (±0,2019)
% graúdos	0,3396 (±0,1150)	0,2682 (±0,1592)	0,1585 (±0,1807)
Peso méd.tub.gra.	-0,0017 (±0,1221)	0,0552 (±0,1667)	0,1356 (±0,1800)
Peso méd.tub.com.	-0,0566 (±0,1197)	-0,2296 (±0,1764)	0,0469 (±0,1998)
M.S. dos tubérculos	-0,0970 (±0,1167)	-0,0074 (±0,1611)	0,0508 (±0,2094)

1.Valores entre parênteses referem-se ao erro padrão das estimativas.

valores fenotípicos observados nas parcelas, devido à baixíssima correlação entre estes e suas médias móveis.

O ajustamento dos valores observados pelas médias móveis compostas por 2 parcelas vizinhas mediante seu respectivo coeficiente de regressão, como em (3.9), não alterou em praticamente nada a classificação dos tratamentos, caso eles fossem selecionados tão somente com base em seus valores fenotípicos, o que ficou evidenciado pelos elevados coeficientes de correlação de Spearman entre os valores ajustados e não ajustados (Tabela 9).

Procurou-se verificar então se a utilização de médias móveis poderia ao menos melhorar a precisão dos delineamentos em látice ou em blocos aumentados através de uma análise de covariância. Os coeficientes de variação para as análises de covariância múltipla incluindo a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional estão apresentados na Tabela 10, juntamente com o valor relativo, expresso em porcentagem, em relação aos coeficientes de variação das análises sem levá-la em conta como covariável.

Os coeficientes observados indicam que, independentemente do delineamento empregado, nenhuma mudança expressiva ocorreu na precisão de quaisquer das características, tendo na verdade em geral piorado um pouco, mostrando que a perda de um grau de liberdade no resíduo para se estimar o coeficiente de regressão na análise de covariância não foi compensada pela eventual redução em sua soma de quadrados.

TABELA 9. Correlações de Spearman entre os valores observados nas parcelas não-ajustados e os ajustados pela média móvel composta por 2 parcelas vizinhas no experimento de Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Correlação de Spearman
Produção Total	0,9767
Produção de grãos	0,9734
Produção comercial	0,9777
Nº tub.com./parcela	0,9977
% grãos	0,9681
Peso médio tub. grãos	0,9890
Peso médio tub. com.	0,9960
M.S. dos tubérculos	0,9986

TABELA 10. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	22,04 (101,8%)	22,62 (100,9%)
Produção de grãos	32,15 (100,0%)	28,45 (101,3%)
Produção comercial	22,10 (99,2%)	22,75 (101,0%)
Nº tub.com./parcela	23,40 (100,1%)	20,04 (96,1%)
% grãos	26,72 (100,5%)	18,37 (98,0%)
Peso médio tub. grãos	25,82 (100,5%)	35,38 (101,4%)
Peso médio tub. com.	20,24 (98,1%)	31,97 (101,3%)
M.S. dos tubérculos	9,03 (98,6%)	5,54 (101,3%)

Um comportamento semelhante foi observado para os coeficientes de herdabilidade, cujos valores parecem oscilar muito pouco em torno da estimativa original (Tabela 11). Dois comportamentos discrepantes foram observados no delineamento em blocos aumentados para os pesos médios de tubérculos graúdos e comercializáveis, ambos tendendo a reduzir a herdabilidade. Isto deve ter se devido a menores estimativas da variância genética entre materiais, uma vez que o erro experimental é semelhante (Tabela 10). Além disso, os coeficientes de herdabilidade sem o ajuste pela média móvel foi tão baixo para essas características (Tabela 6), que pequenas variações em valor absoluto tiveram um peso relativo maior. Embora a princípio não se possa dizer se as estimativas da variância genética estão sendo subestimadas para essas duas características, ou se aproximam mais de seu valor populacional, o fato é que o emprego da covariância no presente contexto busca em essência remover efeitos ambientais dos valores fenotípicos. Este resultado parece antes sugerir que a média móvel está retirando diferenças entre tratamentos, originando-se provavelmente da imprecisão de se tomar os valores das parcelas vizinhas como indicador da condição ambiental, caso contrário o erro experimental deveria também reduzir. Em suma, não parece razoável levar em conta este resultado isolado como indicador de que o uso de médias móveis pode melhorar a qualidade das estimativas.

Com relação à metodologia de testemunha intercalar, os coeficientes de regressão entre os valores observados nas parcelas do delineamento em blocos aumentados e seus respectivos

TABELA 11. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Maria da Fé (1992-1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	89,42 (98,6%)	81,30 (99,5%)
Produção de grãos	87,07 (99,8%)	78,98 (99,2%)
Produção comercial	89,42 (100,0%)	81,13 (99,5%)
Nº tub.com./parcela	92,95 (107,1%)	87,09 (101,1%)
% grãos	66,89 (97,7%)	68,03 (101,3%)
Peso médio tub. grãos	50,46 (99,1%)	-0,29 (-5,5%)
Peso médio tub. com.	78,11 (101,1%)	14,98 (65,9%)
M.S. dos tubérculos	80,96 (100,4%)	80,74 (98,7%)

índices ambientais estão apresentados na Tabela 12. Da mesma forma que no uso de médias móveis, os coeficientes foram sempre muito baixos e quase sempre com erros padrões relativos elevados, corroborando a conclusão de que a correlação entre parcelas próximas foi muito baixa. A correlação de Spearman entre os valores ajustados e os não ajustados (fenotípicos) para testemunha intercalar para as diversas características também está apresentada na mesma Tabela 12. Observa-se que são sempre muito elevados indicando pouca ou nenhuma alteração de classificação.

4.2 Análise individual (Lavras)

Ao contrário do que ocorreu em Maria da Fé, a variância genética mostrou-se significativamente maior que zero em ambos os delineamentos (Tabelas 5A a 8A do Anexo). Os valores de F ou foram bem semelhantes, ou ligeiras diferenças ocorreram, sem uma tendência geral clara de ser maior para determinado delineamento. No que concerne à precisão, observou-se coeficientes de variação mais elevados que os de Maria da Fé para o látice, à exceção da proporção de tubérculos graúdos e da matéria seca (Tabelas 5 e 13). O coeficiente para produção de tubérculos graúdos foi particularmente elevada (42,4%). No caso do delineamento em blocos aumentados, a precisão para 3 características (produção total, peso médio de tubérculos graúdos e de tubérculos comercializáveis) foi maior do que em Maria da Fé. Para as outras características, os coeficientes de

TABELA 12. Coeficientes de regressão entre as observações das parcelas e seus índices ambientais, e correlações de Spearman com os valores ajustados por esses índices, em Maria da Fé (1992-1993)¹.

Característica	Coeficientes de regressão	Correlação de Spearman
Produção Total	0,2880(±0,2682)	0,9926
Produção de grãos	0,2955(±0,2136)	0,9858
Produção comercial	0,2876(±0,2670)	0,9921
Nº tub.com./parcela	0,0614(±0,3174)	0,9991
% grãos	0,3404(±0,1511)	0,9703
Peso médio tub. grãos	0,0988(±0,1609)	0,9993
Peso médio tub. com.	-0,07321(±0,1779)	0,9939
Matéria seca	0,0602(±0,2582)	0,9974

1. Valores entre parêntese referem-se ao erro padrão das estimativas.

TABELA 13. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	30,37	20,52
Produção de grãos	42,40	32,03
Produção comercial	30,75	20,82
Nº tub.com./parcela	26,89	22,20
% grãos	22,92	22,63
Peso médio tub. grãos	26,10	16,51
Peso médio tub. com.	20,80	25,11
M.S. dos tubérculos	5,96	6,43

variação foram apenas ligeiramente superiores em Lavras. Excetuando os caracteres peso médio de tubérculos comercializáveis e matéria seca, o delineamento em blocos aumentados apresentou coeficientes de variação menores que os do látice (Tabela 13). Como já observado na discussão dos resultados de Maria da Fé, este resultado deve ser visto com cautela, pois o erro experimental pode estar sendo subestimado no delineamento em blocos aumentados, pelo fato de ser obtido a partir da interação dos tratamentos comuns com os blocos. Além disso, a discrepância entre os coeficientes dos dois delineamentos foi em geral maior. A semelhança da maioria das estimativas do delineamento em blocos aumentados em Lavras com as de Maria da Fé sugere que essas diferenças podem ter ocorrido devido a uma heterogeneidade local maior na área do látice.

No tocante aos coeficientes de herdabilidade, embora para os caracteres produção total, de tubérculos graúdos, de tubérculos comerciais e peso médio de tubérculos graúdos eles tenham sido maiores para o delineamento em blocos aumentados, parece ter havido uma tendência dos valores se equipararem, ou mesmo aqueles do látice se mostrarem bem superiores, apesar de suas variâncias residuais elevadas (Tabela 14). Ou seja, o fato da variância fenotípica ser em teoria menor no látice, por ser a variância residual dividida por r , elevou as estimativas de herdabilidade, apesar da maior variação ambiental observada. Os coeficientes de herdabilidade só foram sensivelmente menores no látice quando a precisão também foi marcadamente menor (maiores coeficientes de variação). Também aqui ocorreram maiores

TABELA 14. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	49,97	67,44
Produção de grãos	54,12	56,82
Produção comercial	49,08	66,80
Nº tub.com./parcela	75,98	75,37
% grãos	71,16	47,98
Peso médio tub. grãos	48,27	68,08
Peso médio tub. com.	77,87	47,53
M.S.dos tubérculos	80,20	64,65

diferenças entre as estimativas dos dois delineamentos, que se devem em parte às discrepâncias observadas nas estimativas da variância residual. Deve-se observar contudo que os coeficientes de herdabilidade estimados estão sujeitos a uma variância maior, por envolver mais parâmetros, aumentando assim a magnitude das diferenças entre os delineamentos.

As correlações de Spearman entre as médias ajustadas dos dois delineamentos estão apresentadas na Tabela 15. Observa-se uma piora bastante considerável em relação ao experimento de Maria da Fé. Este resultado pode decorrer do fato de as médias no delineamento em blocos aumentados serem estimadas a partir de uma só repetição, o que afeta o erro padrão das médias de tratamento e certamente sua classificação. Entretanto, tanto os elevados coeficientes de variação, como as menores herdabilidades para o delineamento em látice, ao menos para as características produção total, de tubérculos graúdos e comercializáveis, sugerem antes que essa baixa correlação deveu-se mais a algum problema de desuniformidade ocorrido para o látice do que propriamente à menor precisão com que as médias de tratamento são estimadas no delineamento em blocos aumentados. De qualquer forma, esses resultados evidenciam que um número maior de repetições deve ser utilizado em fases mais adiantadas de um programa de melhoramento, onde as diferenças entre tratamentos têm que ser testadas com um rigor maior.

A regressão conduzida entre os valores observados nas parcelas do delineamento em blocos aumentados com as médias móveis compostas por 2, 4 e 6 parcelas vizinhas pode ser vista

TABELA 15. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e no delineamento em blocos aumentados no experimento de Lavras (1993).

Característica	Correlação de Spearman
Produção Total	0,4927
Produção de grãos	0,4020
Produção comercial	0,4857
Nº tub.com./parcela	0,6613
% grãos	0,3484
Peso médio tub. grãos	0,2777
Peso médio tub. com.	0,3871
M.S.dos tubérculos	0,5640

na Tabela 16, e as correlações de Spearman entre os valores ajustados a partir da média móvel composta por 2 parcelas vizinhas e os valores fenotípicos na Tabela 17. Os erros padrões foram em geral relativamente menores, ao contrário do ocorrido em Maria da Fé, mas as altas correlações de Spearman entre os valores não-ajustados e os ajustados pela média móvel indicam que pouco efeito ambiental estaria sendo removido com o emprego da técnica, embora para as características produção total, de tubérculos graúdos e comerciais a falta de correlação pode ser considerada como relevante (em torno de 7 a 8%).

Os coeficientes de variação das análises de covariância múltipla, levando em conta a média móvel de 2 parcelas vizinhas como uma das covariáveis, tanto para o látice quanto para o delineamento em blocos aumentados estão apresentados na Tabela 18. Observa-se que não houve melhoria alguma de precisão ao se empregar a média móvel como covariável. Na realidade, todos os coeficientes de variação aumentaram ligeiramente. Tendência muito semelhante pôde ser verificada quanto aos coeficientes de herdabilidade (Tabela 19). Eles praticamente não se alteraram, e na verdade todos diminuíram, o que deve ser um reflexo direto do aumento da estimativa do erro experimental.

Assim, apesar de algum aumento ter sido registrado nos coeficientes de regressão (Tabela 16) e menores correlações de Spearman (Tabela 17), o comportamento das análises de covariância sugere que dificilmente a utilização de médias

TABELA 16. Coeficientes de regressão entre observações das parcelas e suas médias móveis, compostas por 2, 4 e 6 parcelas vizinhas, no experimento de Lavras (1993)¹.

Característica	Nº Parcelas Vizinhas		
	2	4	6
Produção Total	0,3233 (±0,1065)	0,3599 (±0,1353)	0,4741 (±0,1527)
Prod. graúdos	0,2396 (±0,1046)	0,3664 (±0,1377)	0,4953 (±0,1531)
Produção comercial	0,3198 (±0,1064)	0,3608 (±0,1353)	0,4753 (±0,1524)
Nº tub.com./parcela	0,1904 (±0,1092)	0,2620 (±0,1464)	0,2033 (±0,1789)
% graúdos	-0,0759 (±0,1154)	-0,1550 (±0,1743)	-0,0984 (±0,2157)
Peso méd.tub.gra.	-0,1687 (±0,1009)	-0,0063 (±0,1229)	-0,1030 (±0,1263)
Peso méd.tub.com.	-0,0799 (±0,1186)	0,0127 (±0,1581)	-0,0818 (±0,2159)
M.S. dos tubérculos	0,0220 (±0,1178)	0,0806 (±0,1641)	0,1201 (±0,2102)

1. Valores entre parêntese referem-se ao erro padrão das estimativas.

TABELA 17. Correlações de Spearman entre os valores observados nas parcelas não-ajustados e os ajustados pela média móvel composta por 2 parcelas vizinhas no experimento de Lavras (1993)¹.

Característica	Correlação de Spearman
Produção Total	0,9234
Produção de grãos	0,9340
Produção comercial	0,9244
Nº tub.com./parcela	0,9816
% grãos	0,9839
Peso médio tub. grãos	0,9723
Peso médio tub. com.	0,9986
M.S. dos tubérculos	0,9949

1. Valores entre parêntese referem-se ao erro padrão das estimativas.

TABELA 18. Coeficientes de variação (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	30,56(100,6%)	20,83(101,5%)
Produção de grãos	42,69(100,7%)	32,58(101,7%)
Produção comercial	30,94(100,6%)	21,13(101,5%)
Nº tub.com./parcela	27,07(100,7%)	22,37(100,8%)
% grãos	23,04(100,5%)	22,81(100,8%)
Peso médio tub. grãos	26,26(100,6%)	16,56(100,3%)
Peso médio tub. com.	20,94(100,7%)	25,12(100,4%)
M.S. dos tubérculos	6,00(100,67)	6,51(101,2%)

TABELA 19. Coeficientes de herdabilidade (%) para as características avaliadas nas análises de covariância múltipla considerando a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel, nos delineamentos em látice e blocos aumentados, em Lavras (1993).

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	49,31(98,7%)	66,03(97,9%)
Produção de grãos	53,49(98,8%)	53,81(94,7%)
Produção comercial	48,40(98,8%)	65,30(97,5%)
Nº tub.com./parcela	74,55(98,1%)	74,77(99,2%)
% grãos	70,54(99,1%)	42,95(89,5%)
Peso médio tub. grãos	45,36(94,0%)	63,01(92,6%)
Peso médio tub. com.	76,76(98,57)	43,75(92,1%)
M.S. dos tubérculos	78,66(98,1%)	59,53(92,1%)

móveis promoverá melhoria na qualidade das estimativas nas etapas iniciais de um programa de melhoramento de batata.

Os coeficientes de regressão para os valores observados das parcelas do delineamento em blocos aumentados em função do índice ambiental calculado com base nas testemunhas intercalares podem ser visualizados na Tabela 20. Os coeficientes de regressão foram pequenos, mas não irrelevantes. Entretanto, as elevadas correlações de Spearman mostram que praticamente nenhum efeito ambiental está sendo removido, e que assim provavelmente a técnica seria de pouca valia na seleção de clones de batata.

4.3 Análise conjunta

Os quadros das análises conjuntas para os delineamentos em látice e em blocos aumentados podem ser vistos nas Tabelas 9A a 11A do Anexo.

O resultado das análises conjuntas permitiram compor os coeficientes de variação dos dois delineamentos, que estão mostrados na Tabela 21. Pode-se observar que, embora o delineamento em blocos aumentados tenha em geral apresentado menores coeficientes de variação, os valores em geral foram muito próximos. As maiores diferenças foram observadas para a produção de tubérculos graúdos (quase 7%) e peso médio de tubérculos comerciais (quase 6%). O coeficiente de variação superior para peso médio de tubérculos comercializáveis no delineamento em blocos aumentados está coerente com o resultado

TABELA 20. Coeficientes de regressão entre as observações das parcelas e seus índices ambientais, e correlações de Spearman com os valores ajustados por esses índices, em Lavras (1993).

Característica	Coeficientes de regressão	Correlação de Spearman
Produção Total	0,5373($\pm 0,1903$)	0,9587
Produção de grãos	0,4583($\pm 0,1606$)	0,9604
Produção comercial	0,5386($\pm 0,1872$)	0,9589
Nº tub.com./parcela	0,2990($\pm 0,2849$)	0,9825
% grãos	0,1887($\pm 0,1903$)	0,9917
Peso médio tub. grãos	-0,0960($\pm 0,1914$)	0,9943
Peso médio tub. com.	0,04981($\pm 0,1494$)	0,9989
M.S.dos tubérculos	0,0702($\pm 0,1903$)	0,9967

1. Valores entre parênteses referem-se ao erro padrão das estimativas.

TABELA 21. Coeficientes de variação (%) das análises conjuntas dos delineamentos em látice e em blocos aumentados.

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	27,64	24,07
Produção de grãos	39,23	32,60
Produção comercial	28,03	24,24
Nº tub.com./parcela	25,95	24,49
% grãos	24,75	21,09
Peso médio tub. grãos	26,07	25,24
Peso médio tub. com.	20,81	26,67
M.S. dos tubérculos	7,76	5,73

das análises individuais, onde o coeficiente também foi sempre maior, em especial no experimento de Maria da Fé. Embora os diferentes métodos de estimação de componentes de variância (método dos momentos para o látice e da máxima verossimilhança restrita para o blocos aumentados) provavelmente afetem os valores finais das estimativas, a coerência dos coeficientes encontrados na análise conjunta em relação aos das análises individuais sugerem que a diferença de métodos não deve estar afetando a conclusão geral de que o delineamento em blocos aumentados apresentou em média coeficientes de variação semelhantes ou menores que o látice. Entretanto, os métodos de estimação parecem afetar sensivelmente as estimativas dos coeficientes de herdabilidade (Tabela 22), onde maiores discrepâncias puderam ser observadas. De fato, não parece provável que tais diferenças se devam totalmente aos delineamentos do que aos métodos de estimação dos componentes de variância. Contudo, deve-se levar em conta que a herdabilidade estimada a partir da análise conjunta envolve mais componentes de variância, e portanto está sujeita a uma variância maior. As estimativas em ambos os delineamentos foram em geral menores que a média das estimativas das análises individuais, o que está coerente com o esperado, uma vez que nas análises individuais as estimativas da variância genética estariam superestimadas por não levar em conta a interação genótipos por ambientes. Uma vez que o efeito de delineamento confunde-se com o método de estimação dos componentes de variância, seria arriscado tentar

TABELA 22. Coeficientes de herdabilidade (%) das análises conjuntas dos delineamentos em látice e em blocos aumentados.

Característica	Delineamento	
	Látice	Blocos Aumentados
Produção Total	56,43	72,67
Produção de grãos	36,73	62,50
Produção comercial	54,67	72,43
Nº tub.com./parcela	67,33	58,47
% grãos	38,04	1,92
Peso médio tub. grãos	19,74	62,95
Peso médio tub. com.	51,98	37,29
M.S. dos tubérculos	69,21	71,18

comparar os delineamentos a partir da magnitude dos coeficientes de herdabilidade.

Para o delineamento em blocos aumentados a análise de covariância múltipla conjunta com a média móvel como uma das covariáveis não foi realizada, devido ao procedimento VARCOMP do software SAS[®] não trabalhar com variáveis que não sejam de classificação (covariáveis). Os coeficientes de variação e de herdabilidade para o látice, bem como sua eficiência relativa aos coeficientes das análises sem a média móvel podem ser observados na Tabela 23. A tendência geral encontrada nas análises individuais repetem-se aqui no tocante à precisão, com variações muito pequenas nos coeficientes de variação. Apenas a característica número de tubérculos comerciais por parcela apresentou uma redução que pode ser tida como razoável (mais de 7%). Os coeficientes de herdabilidade também praticamente não se alteraram, à exceção da característica peso médio de tubérculos graúdos, onde a estimativa piorou em 6,5%.

Embora nenhum tipo de análise conjunta tenha sido realizado utilizando-se o ajustamento com base em testemunha intercalar, a virtual incapacidade de remoção de efeitos ambientais nas análises individuais sugerem que esse comportamento provavelmente se manteria, mesmo removendo-se de alguma forma os efeitos das interações genótipo por ambiente.

TABELA 23. Coeficientes de variação e de herdabilidade da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel como covariável no delineamento em látice, e sua eficiência em relação à análise sem considerar a média móvel.

Característica	Parâmetro	
	C.V.	h^2
Produção Total	27,89(100,9%)	56,85(100,7%)
Produção de grãos	39,43(100,5%)	37,82(103,0%)
Produção comercial	28,11(100,3%)	55,01(100,6%)
Nº tub.com./parcela	24,06(92,7%)	67,34(100,0%)
% grãos	24,88(100,5%)	38,04(100,0%)
Peso médio tub. grãos	26,22(100,6%)	18,45(93,5%)
Peso médio tub. com.	20,71(99,5%)	51,07(98,2%)
M.S. dos tubérculos	7,70(99,2)	68,75(99,3%)

4.4 Considerações gerais

Os resultados das análises individuais de cada experimento mostram que o delineamento em blocos aumentados apresentou em geral coeficientes de variação menores ou semelhantes aos do látice, onde o erro é estimado a partir das repetições de todos os materiais. Assim, o delineamento em blocos aumentados surge como uma alternativa interessante ao látice, pois demandou uma área 28% menor, e apenas a metade da quantidade de batata semente para os tratamentos regulares. Deve-se ter cuidado na escolha das testemunhas, para que elas representem bem a variância residual da população segregante em estudo, embora metodologias para se averiguar isso talvez não sejam disponíveis ou exequíveis. No melhoramento da batata, um cuidado interessante seria o de pelo menos utilizar tratamentos comuns com um mesmo nível de ploidia dos tratamentos regulares. A partir dos resultados desse trabalho, as cultivares Achat e Baraka parecem representar satisfatoriamente a variância residual de populações segregantes tetraplóides.

Além da vantagem de economia de área, uma série de outras vantagens puderam ser observadas na instalação e condução do delineamento em blocos aumentados. O número de tratamentos regulares a serem testados não precisa obedecer a nenhuma regra, como no látice, o que, aliado ao fato dos blocos não precisarem ter o mesmo tamanho, confere uma grande flexibilidade de planejamento. Além disso, a perda de parcelas com tratamentos regulares não acarreta maiores problemas para a análise

estatística dos dados, o que inclusive possibilita a seleção contra determinados materiais de características muito indesejáveis ainda no campo, como hábito de crescimento inadequado, ciclo por demais tardio, aberrações, etc.

Deve-se observar que uma maneira de melhorar a qualidade de suas estimativas seria a de, à semelhança dos delineamentos em blocos incompletos, recuperar a informação interblocos. Ao que parece, nenhum trabalho ainda foi feito nesse sentido.

De um modo geral, as tentativas de se remover efeitos ambientais com base na correlação entre parcelas próximas (médias móveis e testemunha intercalar) mostraram-se infrutíferas, embora se possa argumentar que outros métodos poderiam ter sido utilizados, como o de Papadakis (Bartlett 1938) ou de Wilkinson et al. (1983).

Este resultado é específico para as características de avaliação de clones de batata em um programa de melhoramento, sujeitos a um erro experimental elevado (Vermeer 1991) e aparentemente muito local (a nível de parcela). Nesse contexto, a pressuposição de erros independentes realmente é atendida, o que escapa à crítica dos que propõem técnicas baseadas nos vizinhos mais próximos. O controle local baseado em linhas e/ou colunas aqui é mais efetivo na remoção de efeitos ambientais, do que o uso de técnicas baseadas na correlação entre parcelas vizinhas, embora essa conclusão não seja necessariamente válida para experimentos com a cultura da batata usando-se um mesmo

clone e tamanhos maiores de parcela, como os apresentados por Cordeiro, Miranda e Campos (1982).

5 CONCLUSÕES

- Os delineamentos em látice e em blocos aumentados apresentaram coeficientes de variação e de herdabilidade que podem ser tidos como semelhantes, de uma maneira geral, embora algumas discrepâncias tenham ocorrido.

- Tanto o uso de médias móveis como o de testemunha intercalar não foram eficientes nas fases iniciais de um programa de melhoramento de batata, devido à remoção muito pequena de efeitos ambientais.

- O delineamento em blocos aumentados foi mais eficiente que o látice em relação ao custo, no sentido em que demandou uma área experimental 28% menor, com uma redução proporcional dos outros recursos (adubação, defensivos, etc.), e, quanto aos tratamentos regulares, apenas a metade da quantidade de tubérculos-semente foi requerida.

- O delineamento em blocos aumentados conferiu maiores facilidades de planejamento e condução, através de maior flexibilidade quanto ao número de tratamentos e sem comprometer a análise estatística pelo descarte ou perda de parcelas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

01. ATKINSON, A.C. The use of residuals as a concomitant variable. *Biometrika*, v.56, n.1, p.33-41, 1969.
02. BAKER, R.J.; MCKENZIE, R.J.H. Use of control plots in yield trials. *Crop Science*, v.7, p.335-337, 1967.
03. BARTLET, M.S. The approximate recovery of information from field experiments with large blocks. *Journal of Agricultural Science*, v.28, p.418-427, 1938.
04. BARTLET, M.S. Nearest neighbour models in the analysis of field experiments. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, v.40, n.2, p.147-174, 1978.
05. BASSO, L.C. Estimaco de componentes de varincia. os mtodos de Henderson. So Paulo: IME-USP, 1981. 71p. (Tese - Mestrado em Estatística).
06. BESAG, J.; KEMPTON, R. Statistical analysis of field experiments using neighbouring plots. *Biometrics*, v.42, p.231-251, 1986.
07. BOS, I.; HENNINK, S. A comparison of several procedures for mass selection in winter rye. II. what are the merits of adjusting phenotypic values? *Euphytica*, v.52, p.57-64, 1991.
08. BOSE, R.C.; NAIR, K.R. Partially balanced incomplete block designs. *Sankhya*, v.4, p.337-372, 1939.
09. BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. Time series analysis: forecasting and control. San Francisco: Holden-Day, 1976.
10. BROWN, J. A comparison between single plant plots and five plant plots for the initial selection stage of a potato breeding programme. *Euphytica*, v.36, p.711-718, 1987.

- 11.CECON, P.R. Alternativas de análise de experimentos em látice e aplicações no melhoramento vegetal. Piracicaba: ESALQ, 1992. (Tese - Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- 12.COCHRAN, W.G. Analysis of covariance: its nature and uses. *Biometrics*, v.13, p.261-281, 1957.
- 13.COCHRAN, W.G.; COX, G.M. *Experimental design*. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1966. 611p.
- 14.CORDEIRO, C.M.T.; MIRANDA, J.E.C.; CAMPOS, J. Tamanho de parcelas e número de repetições em experimento de batata. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.17, n.9, p.1341-1348, 1982.
- 15.DAS, M.N.; GIRI, N.C. *Design and analysis of experiments*. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1986. 488p.
- 16.DIERS, B.W.; VOSS, B.K.; FEHR, W.R. Moving-mean analysis of field tests for iron efficiency of soybean. *Crop Science*, v.31, p.54-56, 1991.
- 17.ES, H.M.; ES, C.L. Spatial nature of randomization and its effect on the outcome of field experiments. *Agronomy Journal*, v.85, p.420-428, 1993.
- 18.FEDERER, W.T. *Experimental design: theory and application*. New York: Macmillan, 1955. 590p.
- 19.FEDERER, W.T. Augmented (or hoonuiaku) designs. *Hawaiian Planters' Record*, v.55, p.191-208, 1956.
- 20.FEDERER, W.T. Augmented designs with one-way elimination of heterogeneity. *Biometrics*, v.17, p.447-473, 1961.
- 21.FEDERER, W.T.; NAIR, R.C.; RAGHAVARAO, D. Some augmented row-column designs. *Biometrics*, v.31, p.361-373, 1975.
- 22.FEDERER, W.T.; RAGHAVARAO, D.R. On augmented designs. *Biometrics*, v.31, p.29-35, 1975.
- 23.FINNEY, D.J. Stratification, balance, and covariance. *Biometrics*, v.13, p.373-386, 1957.
- 24.FISCHER, S. Séries univariantes de tempo. metodologia de Box & Jenkins. Porto Alegre: FEE, 1982. (Tese - Mestrado).

- 25.GODOI, R.E.Z. Avaliação de progênies de milho (*Zea mays* L.) utilizando testemunha intercalar. Piracicaba: ESALQ, 1991. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- 26.GONÇALVES, N.M. Comparação de diversas metodologias para a análise de um delineamento aumentado com tratamentos fixos e aleatórios. Brasília: UNB, 1984. (Tese - Mestrado em Estatística e Métodos Quantitativos).
- 27.HANNAN, E.J. Time series analysis. Londres: Chapman and Hall, 1975. 152p.
- 28.HARSHBARGER, B. Triple rectangular lattices. *Biometrics*, v.5, p.1-13, 1949.
- 29.HENDERSON, C.R. Estimation of variances and covariance components. *Biometrics*, v.9, n.2, p.226-252, 1953.
- 30.JENSEN, N.F.; FEDERER, W.T. Adjacent row competition in wheat. *Crop Science*, v.4, p.641-645, 1964.
- 31.JOHN, P.W.M. Incomplete block designs. New York: Marcel Dekker, 1980. 101p.
- 32.JOHNSON, I.J.; MURPHY, H.C. Lattice and lattice square designs with oat uniformity data and in variety trials. *Journal of the American Society of Agronomy*, v.35, p.291-305, 1943.
- 33.KEMPTON, R.A. Adjustment for competition between varieties in plant breeding trials. *Journal of Agricultural Science*, v.98, p.599-611, 1982.
- 34.KEMPTON, R.A.; HOWES, C.W. The use of neighbouring plot values in the analysis of variety trials. *Applied Statistics*, v.30, n.1, p.59-70, 1981.
- 35.KSHIRSAGAR, A.M. A Course in linear models. New York: Marcel Dekker Inc., 1983. 422p.
- 36.LESSMAN, K.J.; ATKINS, R.E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science*, v.3, p.477-481, 1963.
- 37.LIN, C.S.; BINNS, M.R.; VOLDENG, H.D.; GUILLEMETTE. Performance of randomized block designs in field experiments. *Agronomy Journal*, v.85, p.168-171, 1993.

- 38.LIN, C.S.; POUSHINSKY, G. A modified augmented design for an early stage of plant selection involving a large number of test lines without replication. *Biometrics*, v.39, p.553-561, 1983.
- 39.LIN, C.S.; POUSHINSKY, G.; JUI, P.Y. Simulation study of three adjustment methods for the modified augmented design and comparison with the balanced lattice square design. *Journal of Agricultural Science*, v.100, p.527-534, 1983.
- 40.LIN, C.S.; VOLDENG, H.D. Efficiency of type 2 modified augmented designs in soybean variety trials. *Agronomy Journal*, v.81, p.512-517, 1989.
- 41.LOCKWOOD, G. Adjustment by neighbouring plots in progeny trials with cocoa. *Experimental Agriculture*, v.16, p.81-89, 1980.
- 42.McCLELLAND, C.K. New methods with check plats. *Journal of the American Society of Agronomy*, v.18, p.566-575, 1926.
- 43.MAK, C.; HARVEY, B.L.; BERDAHL, J.D. An evaluation of control plots and moving means for error control in barley nurseries. *Crop Science*, v.18, p.870-873, 1978.
- 44.MANRIQUE, L.A.; HODGES, T.; JOHNSON, B.S. Genetic variables for potato. *American Potato Journal*, v.67, p.669-683, 1990.
- 45.MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E. (Coord.) *Melhoramento e produção de milho no Brasil*. Campinas: Fundação Cargill. 1987.
- 46.NOQUEIRA, M.C.S. Análise conjunta para experimentos em blocos casualizados completos aumentados. Piracicaba: ESALQ, 1976. (Tese - Mestrado em Experimentação e Estatística).
- 47.OLIVEIRA, A.C. Curso de análise de experimentos na genética e melhoramento de plantas. Lavras: ESAL, 1992. (Notas de aula)
- 48.ORD, K. Estimation methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association*, v.70, n.349, p.120-126, 1975.
- 49.PEARCE, S.C. The control of environmental variation in some West Indian maize experiments. *Tropical Agriculture*, v.55, n.2, p.97-106, 1978.

50. PEARCE, S.C.; MOORE, C.S. Reduction of experimental error in perennial crops, using adjustment by neighbouring plots. *Experimental Agriculture*, v.12, p.267-272, 1976.
51. PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. 12.ed. Piracicaba: Nobel, 1987. 467p.
52. RIBOLDI, J. A decomposição da soma de quadrados de tratamentos nos delineamentos em blocos incompletos parcialmente balanceados. Piracicaba: ESALQ, 1988. 165p. (Tese - Doutorado em Estatística e Experimentação Agrônômica).
53. RICHEY, F.D. Adjusting yields to their regression on a moving average, as a means of correcting for soil heterogeneity. *Journal of Agricultural Research*, v.27, p.79-90, 1924.
54. ROSIELLE, A.A. Comparison of lattice designs, check plots, and moving means in wheat breeding trials. *Euphytica*, v.29, p.129-133, 1980.
55. SAS INSTITUTE Inc. SAS/STAT® users' guide. 4.ed. v.2. North Carolina: SAS Institute Inc., 1989. 846pp.
56. SCHAALJE, G.B.; LYNCH, D.R.; KOZUB, G.C. Field evaluation of a modified augmented design for early stage selection involving a large number of test lines without replication. *Potato Research*, v.30, p.35-45, 1987.
57. SCHIPPERS, P.A. The relationship between specific gravity and percentage of dry matter in potato tubers. *American Potato Journal*, v.53, p.111-122, 1976.
58. SCHUTZ, W.M.; COCKERHAM, C.C. The effect of field blocking on gain from selection. *Biometrics*, v.22, p.843-863, 1966.
59. SEARLE, S.R. Linear models for unbalanced data. New York: John Wiley & Sons, 1987. 536p.
60. SHORTER, R.; BUTLER, D. Effect of moving mean covariance adjustments on error and genetic variance estimates and selection of superior lines in peanuts (*Arachis hypogaea* L.). *Euphytica*, v.35, p.185-192, 1986.
61. SIEGEL, S. Nonparametric statistics for the behavioral sciences. New York: McGraw-Hill, 1956. 312p.

- 62.SILVA, E.A. Análise de covariância em delineamentos de blocos completos aumentados (blocos de Federer). Piracicaba: ESALQ, 1987. 106p. (Tese - Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- 63.SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science.*, v.28, p.1-23, 1938.
- 64.STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.
- 65.STROUP, W.W.; MULITZE, D.K. Nearest neighbour adjusted best linear unbiased prediction. *The American Statistician*, v.45, n.3, p.194-200, 1991.
- 66.TAI, G.C.C. Effectiveness of visual selection for early clonal generation seedlings of potato. *Crop Science*, v.15, p.15-18, 1975.
- 67.TOLLEDO, G.L.; OVALLE, I.I. *Estatística básica*. 2.ed. Atlas, 1985. 459 p.
- 68.TORANZOS, F.I. *Estadística*. 2.ed. Kapelusz, 1966. 377p.
- 69.TOWNLEY-SMITH, T.F.; HURD, E.A. Use of moving means in wheat yield trials. *Canadian Journal of Plant Science*, v.55, p.447-450, 1973.
- 70.VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. *Genética biométrica no fitomelhoramento*. Ribeirão Preto: Revista Brasileira de Genética, 1992. 496p.
- 71.VERMEER, H. Optimising potato breeding. I. The genotypic, environmental and genotype-environment coefficients of variation for tuber yield and other traits in potato (*Solanum tuberosum* L.) under different experimental conditions. *Euphytica*, v.49, p.229-236, 1990.
- 72.VIVALDI, L.J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.25, n.1, p.77-84, 1990.
- 73.WEINBAUM, S.A.; SHAW, D.V.; AZARI, R.; MURAOKA, T.T. Mass selection of walnut rootstocks using response surface methods to correct for environmental trends. *Euphytica*, v.46, p.227-235, 1990.
- 74.WIANCKO, A.T. Use and management of check plots in soil fertility investigations. *Journal of the American Society of Agronomy*, v.6, p.122-124, 1914.

75. WILKINSON, G.N.; ECKERT, S.R.; HANCOCK, T.W.; MAYO, O. Nearest neighbour (NN) analysis of field experiments. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, v.45, n.2, p.151-211, 1983.
76. WILLIAMS, E.R. A neighbour model for field experiments. *Biometrika*, v.73, n.2, p.279-287, 1986.
77. WILLIAMS, R.M. Experimental designs for serially correlated observations. *Biometrika*, v.39, p.151-167, 1952.
78. YATES, F. A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. *Journal of Agricultural Science*, v.26, p.424-455, 1936a.
79. YATES, F. Incomplete randomized blocks. *Annals of Eugenics*, v.7, p.121-140, 1936b.
80. YATES, F. The recovery of inter-block information in variety trials arranged in three dimensional lattices. *Annals of Eugenics*, v.9, p.136-156, 1939.
81. ZELEN, M. The analysis of covariance for incomplete block designs. *Biometrics*, v.13, p.309-332, 1957.
82. ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. *Journal of the American Society of Agronomy*, v.34, p.30-47, 1942.

ANEXO

TABELA 1A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla para o delineamento em látice conduzido em Maria da Fé (1992-1993).

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P. M. Gra	P. M. Com	M. S.
Repetição	1	8.812	0.059	9.081	39.605	245.776	39.971	44.873	39.005
Bloco d. Repetição	18	27.918	35.041	27.666	52.488	1075.943	488.718	700.347	7.407
Tratamento Ajustado	99	216.457	153.028	198.276	358.897	800.538	1873.229	1177.613	9.307
Erro Efetivo (Aj.)	77	20.146	19.550	21.012	47.250	252.224	919.063	267.976	3.014
Coef. Regressão									
bx1		-0.892	-0.382	-0.889	-1.988	1.491	-5.221	7.229	-0.123
bx2		-0.511	-0.384	-0.514	-0.570	-1.742	-3.160	-1.105	-0.026
bx3		-3.692	-1.596	-3.659	-3.251	2.185	-3.285	-100.602	-14.433
bx4		-15.864	-13.090	-15.471	-16.181	-83.754	-123.128	-109.197	-15.849

TABELA 2A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla para o delineamento em blocos aumentados conduzido em Maria da Fé (1992-1993).

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P. M. Gra	P. M. Com	M. S.
Bloco	10	177.345	113.331	177.101	187.352	673.465	4074.85	1733.82	3.907
Tratamento Ajustado	98	121.123	83.249	120.188	254.711	521.397	2910.74	1254.01	5.860
Erro Ajustado	32	20.332	14.129	20.257	36.701	135.917	2349.36	760.64	0.960
Coef. Regressão									
bx1		0.001	-0.003	0.004	-0.091	0.389	2.301	0.917	0.014
bx2		3.272	2.431	3.264	4.848	0.597	-9.402	-7.883	0.204

TABELA 3A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional para o delineamento em látice conduzido em Maria da Fé (1992-1993).

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P. M. Gra	P. M. Com	M. S.
Repetição	1	8.812	0.059	9.081	39.605	245.776	39.971	44.873	39.005
Bloco d. Repetição	18	27.918	35.041	27.666	52.488	1075.943	488.718	700.347	7.407
Tratamento Ajustado	99	197.358	151.311	195.633	359.280	769.589	1873.926	1178.733	15.398
Erro Efetivo (Aj.)	76	20.878	19.570	20.701	47.315	254.825	928.380	257.966	2.932
Coef. Regressão									
bx1		-0.824	-0.350	-0.824	-2.022	1.511	-5.319	7.219	-0.060
bx2		-0.506	-0.378	-0.509	-0.570	-1.744	-3.149	-1.119	-0.023
bx3		-1.979	-0.562	-1.947	-4.343	2.045	-1.553	-99.195	-15.474
bx4		-14.632	-12.126	-14.244	-16.202	-83.234	-122.567	-107.592	-16.616
bx5		-0.091	-0.067	-0.091	0.063	0.047	0.059	-0.108	-0.147

TABELA 4A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional para o delineamento em blocos aumentados conduzido em Maria da Fé (1992-1993).

Causas de Variação	G.L	Pr.T.	Pr. G.	Pr.Com.	N.Tub.	%Gr.	P.M.Gra	P.M.Com	M.S.
Bloco	10	177.345	113.331	177.101	187.352	673.465	4074.85	1733.82	3.907
Tratamento Ajustado	98	120.791	82.972	119.875	251.806	513.163	2853.97	1199.10	5.723
Erro Ajustado	32	20.685	14.502	20.656	33.875	130.623	2413.62	784.70	0.984
Coef. Regressão									
bx1		0.040	-0.018	0.039	0.031	0.255	2.565	0.910	0.008
bx2		2.994	2.577	3.007	4.728	1.667	-10.849	-8.323	0.246
bx3		-0.072	0.044	-0.066	-0.176	0.188	-0.112	-0.033	0.063

TABELA 5A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla para o delineamento em látice conduzido em Lavras (1993).

Causas de Variação	G.L	Pr.T.	Pr. G.	Pr.Com.	N.Tub.	%Gr.	P.M.Gra	P.M.Com	M.S.
Repetição	1	466.488	217.138	514.575	276.125	113.585	1281.199	1125.632	56.814
Bloco d. Repetição	18	82.594	82.283	84.682	100.419	726.430	3664.305	988.333	11.832
Tratamento Ajustado	99	131.702	125.204	128.159	337.541	705.510	2744.603	1674.029	6.158
Erro Efetivo (Aj.)	74	65.885	57.442	65.256	81.080	203.464	1419.920	370.511	1.219
Coef. Regressão									
bx1		5.314	7.532	5.230	4.500	24.037	54.520	10.156	-0.261
bx2		-0.342	-0.254	-0.345	-0.487	-0.240	-0.645	-0.412	-0.016
bx3		0.023	0.016	0.023	0.025	-0.023	-0.078	-0.028	-0.001
bx4		-18.410	-23.785	-18.269	-16.495	-72.698	-155.989	-129.358	-18.238
bx5		-15.101	-8.761	-15.262	-21.519	-59.818	-253.800	-77.592	-18.592
bx6		-28.156	-23.718	-28.271	-34.416	-127.260	-160.642	-131.924	-18.811
bx7		-18.444	-22.325	-18.696	-16.496	-74.763	-135.475	-100.670	-22.491

TABELA 6A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla para o delineamento em blocos aumentados conduzido em Lavras (1993).

Causas de Variação	G.L	Pr.T.	Pr. G.	Pr.Com.	N.Tub.	%Gr.	P.M.Gra	P.M.Com	M.S.
Bloco	10	335.134	267.467	331.601	445.109	421.696	2269.83	2049.949	10.384
Tratamento Ajustado	89	92.097	93.646	91.177	210.692	507.505	1985.84	1413.419	4.056
Erro Ajustado	30	31.920	40.806	32.190	51.457	249.003	628.47	658.190	1.402
Coef. Regressão									
bx1		-0.728	-0.567	-0.720	-0.986	-0.196	2.065	0.593	-0.039
bx2		-2.477	-2.743	-2.570	-7.419	-6.129	48.743	23.787	0.354
bx3		0.038	0.029	0.038	0.038	0.022	-0.015	0.040	0.002

TABELA 7A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional para o delineamento em látice conduzido em Lavras (1993).

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P.M. Gra	P.M. Com	M.S.
Repetição	1	466,488	217,138	514,575	276,125	113,585	1281,199	1125,632	56,814
Bloco d. Repetição	18	82,594	82,283	84,682	100,419	726,430	3664,305	988,333	11,832
Tratamento Ajustado	99	131,566	125,199	128,060	322,981	697,433	2630,709	1615,921	5,779
Erro Efetivo (Aj.)	73	66,692	58,227	66,083	82,184	205,474	1437,400	375,582	1,234
Coef. Regressão									
bx1		5,351	7,531	5,258	4,471	24,353	53,693	10,199	-0,269
bx2		-0,338	-0,253	-0,342	-0,490	-0,249	-0,642	-0,411	-0,017
bx3		0,023	0,016	0,023	0,025	-0,024	-0,077	-0,028	-0,001
bx4		-18,424	-23,751	-18,265	-16,354	-75,570	-152,347	-129,580	-18,203
bx5		-15,518	-8,797	-15,597	-21,370	-60,206	-249,202	-77,767	-18,611
bx6		-28,095	-23,719	-28,235	-34,463	-128,764	-154,136	-132,048	-18,856
bx7		-18,769	-22,323	-18,960	-16,298	-76,392	-131,596	-100,909	-22,461
bx8		-0,032	-0,003	-0,027	0,006	0,051	-0,040	0,002	-0,024

TABELA 8A. Quadrados médios e coeficientes de regressão da análise de covariância múltipla incluindo a média móvel de 2 parcelas vizinhas como covariável adicional para o delineamento em blocos aumentados conduzido em Lavras (1993).

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P.M. Gra	P.M. Com	M.S.
Bloco	10	335,134	267,467	331,601	445,109	421,696	2269,83	2049,95	10,384
Tratamento Ajustado	89	91,021	89,837	90,789	209,696	477,229	1750,53	1353,58	3,691
Erro Ajustado	30	32,902	33,135	42,165	52,264	253,045	632,18	658,56	1,437
Coef. Regressão									
bx2		-0,745	-0,570	-0,742	-0,570	-0,984	-0,330	0,167	-0,039
bx2		-2,075	-2,711	-2,058	-2,711	-6,224	-9,036	19,961	0,258
bx3		0,038	0,029	0,038	0,029	0,037	0,015	0,032	0,001
bx4		-0,035	-0,005	-0,044	-0,005	-0,078	-0,133	-0,208	0,081

TABELA 9A. Quadrados médios da análise conjunta para o delineamento em látice.

Causas de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P.M. Gra	P.M. Com	M.S.
Repet. d. Local	2	-	-	-	-	-	-	-	-
Bloco d. Rep. Local	36	-	-	-	-	-	-	-	-
Local	1	1983,093	986,345	1794,479	984,507	704,111	42859,94	10294,08	1,966
Tratamento Ajustado	99	128,135	91,644	124,326	297,785	541,233	1676,40	1099,71	9,119
Tratamento X Local	99	55,839	57,980	56,362	97,298	335,329	1345,52	528,09	2,808
Erro Ajustado	151	43,015	38,496	43,134	64,165	227,844	1169,49	319,49	2,117

ABELA 10A. Componentes de variância da análise conjunta do alinhamento em blocos aumentados, estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita.

Tipos de Variação	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P. M. Gra	P. M. Com	M. S.
Local	-	-	-	-	-	-	-	-
Local	16.6404	13.2098	15.4958	0	0	97.03	137.841	0.0010
Tratamento Ajustado	69.9239	39.8602	68.6861	118.851	3.845	1373.72	281.107	2.8556
Tratamento X Local	19.7175	18.3261	19.5456	112.363	199.832	270.91	305.269	1.2294
Totais	32.8673	29.5089	32.7490	56.448	193.546	1346.30	640.317	1.0822

ABELA 11A. Quadrados médios da análise conjunta para o alinhamento em látice, incluindo a média móvel de 2 parcelas e as linhas como covariável adicional.

Tipos de Variação	G.L	Pr. T.	Pr. G.	Pr. Com.	N. Tub.	%Gr.	P. M. Gra	P. M. Com	M. S.
Local	2	-	-	-	-	-	-	-	-
Rep. Local	36	-	-	-	-	-	-	-	-
Local	1	1985.283	988.274	1804.972	981.062	716.877	42621.16	10321.16	2.150
Tratamento Ajustado	99	128.555	91.970	124.280	297.881	516.852	1650.12	1090.37	8.917
Tratamento X Local	99	55.477	57.191	55.911	97.303	365.558	1345.59	533.48	2.787
Totais Ajustado	149	43.785	38.899	43.392	64.750	230.149	1182.89	316.774	2.083